



HAL
open science

Valorisation socio-économique du coût des accidents de la route en France : estimation des coûts humains et des coûts médicaux des blessés et des tués de la route : nouvelles valeurs de référence

Maxime Large

► **To cite this version:**

Maxime Large. Valorisation socio-économique du coût des accidents de la route en France : estimation des coûts humains et des coûts médicaux des blessés et des tués de la route : nouvelles valeurs de référence. Economies et finances. Université Gustave Eiffel, 2022. Français. NNT : 2022UEFL2020 . tel-03690637

HAL Id: tel-03690637

<https://theses.hal.science/tel-03690637v1>

Submitted on 8 Jun 2022

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UNIVERSITÉ GUSTAVE EIFFEL
École doctorale Organisations, Marché, Institutions (OMI)

Thèse présentée en vue de l'obtention du grade de docteur en sciences économiques par :

Maxime LARGE

**VALORISATION SOCIO-ECONOMIQUE DU COUT DES ACCIDENTS DE
LA ROUTE EN FRANCE**

Estimation des coûts humains et des coûts médicaux des blessés et des tués de la route
Nouvelles valeurs de référence

Thèse dirigée par M. Laurent CARNIS

Soutenue publiquement le 28 janvier 2022 devant le jury composé de :

Henrik ANDERSSON, Maître de conférences HDR, Toulouse School of Economics (président du jury)
Laurent CARNIS, Directeur de recherche, Université Gustave Eiffel (directeur de thèse)
Jean-Louis MARTIN, chercheur honoraire, Université Gustave Eiffel
Dominique MIGNOT, IGEPF, HDR, Université Gustave Eiffel
Lise ROCHAIX, Professeur des Universités, Université Paris 1
Manuelle SALATHE, Secrétaire Générale de l'Observatoire National Interministériel de la Sécurité Routière (ONISR)
Alexandra SCHAFFAR, Professeur des Universités, Université de Toulon (rapporteur)
Nicolas VAILLANT, Directeur de recherche, Université Catholique de Lille (rapporteur)

Résumé

En France, depuis 2014, le coût de l'insécurité routière est calculé d'après l'instruction du 16 juin 2014 relative à l'évaluation des projets de transports, conformément aux recommandations du rapport de la mission Quinet (2011) qui est basé sur une Valeur de la Vie Statistique (VVS) évaluée à 3 331 000 euros en 2020. Cette VVS est la disposition à payer marginale moyenne pour éviter le décès d'un Français. Par ailleurs, le coût de la morbidité routière est approximé en prenant 0,5 % et 12,5 % de la VVS pour estimer respectivement le coût du blessé léger et du blessé grave. Les pourcentages pour estimer le coût des blessés sont issus de méthodes de transfert de valeurs à partir d'études européennes et de consensus. Ils nécessitent par conséquent d'être révisés. L'objectif de la thèse est de développer une meilleure évaluation des coûts de l'insécurité routière en France en apportant une compréhension approfondie des coûts humains et des coûts médicaux et en fournissant de nouvelles valeurs de référence basées sur l'exploitation de données françaises. L'objectif de valorisation de l'insécurité routière présente un double enjeu de production de connaissances et d'aide à la décision pour les politiques publiques, à la fois pour comprendre l'impact de l'insécurité routière sur le bien-être de notre société que pour prendre des décisions de financement efficaces. Dans ce cadre, la valeur du QALY (quality-adjusted life year) gagnée a été estimée à 203 478 euros. De plus, une étude de consentement à payer sur les préférences déclarées a été développée pour la France et a permis d'estimer la valeur du blessé grave à 830 000 euros et la Valeur de la Vie Statistique à 5 300 000 euros. Enfin, la quantification des coûts humains des blessés hospitalisés avec l'approche DALY (disability-adjusted life year) a conduit à estimer le coût humain du blessé léger à 63 866 euros. Au total, les coûts médicaux et les coûts humains estimés atteignent 53 milliards d'euros pour l'année 2017, ce qui représente autour d'une fois et demie les derniers bilans nationaux du coût de l'insécurité routière (hors accidents matériels) affichés par l'ONISR alors que trois composantes de coût n'ont pas été prises en compte dans le calcul. En tenant compte des trois autres composantes, le bilan pourrait atteindre les 80 milliards d'euros, soit 3 % du PIB.

Mots clefs : Valeur de la Vie Statistique, QALY, DALY, mesure de l'utilité, évaluation socio-économique, coût de l'insécurité routière, coûts humains, coûts médicaux, blessés graves

Abstract

In France, since 2014, the cost of road insecurity has been calculated according to the instruction of June 16, 2014 on the evaluation of transport projects, in accordance with the recommendations of the Quinet mission report (2011) which is based on a Value of Statistical Life (VSL) evaluated at 3,331,000 euros in 2020. This VSL is the average marginal willingness to pay to avoid the death of a French person. In addition, the cost of road morbidity is approximated by taking 0.5 % and 12.5 % of the VSL to estimate the cost of a slightly injured person and a seriously injured person respectively. The percentages for estimating the cost of injuries are derived from value transfer methods from European studies and consensus. Therefore, they need to be revised. The objective of the thesis is to develop a better evaluation of the costs of road insecurity in France by providing an in-depth understanding of the human and medical costs and by providing new reference values based on the exploitation of French data. The objective of valuing road insecurity presents a double challenge of knowledge production and decision support for public policies, both to understand the impact of road insecurity on the well-being of our society and to make efficient financing decisions. In this context, the value of the QALY (quality-adjusted life year) gained was estimated at 203,478 euros. In addition, a willingness-to-pay study on stated preferences was developed for France and allowed us to estimate the value of the serious injury at 830,000 euros and the Value of Statistical Life at 5,300,000 euros. Finally, the quantification of the human costs of hospitalized casualties using the DALY (disability-adjusted life year) approach led to an estimate of the human cost of a light casualty at 63,866 euros. In total, the estimated medical and human costs reach 53 billion euros for the year 2017, which represents around one and a half times the latest national assessments of the cost of road insecurity (excluding material accidents) posted by the ONISR, whereas three cost components were not taken into account in the calculation. With the addition of three other components, the balance sheet could reach 80 billion euros, or 3% of GDP.

Key words: Value of Statistical Life, QALY, DALY, measure of utility, socio-economic evaluation, cost of road unsafety, human costs, medical costs, serious injuries

Table des matières

Résumé	3
Abstract	4
Intitulé et adresse des laboratoires de recherche où a été préparée la thèse	9
Remerciements	10
Liste des abbréviations	11
Introduction Générale	13
Des méthodes insuffisantes pour apprécier le coût global de l'insécurité routière	14
Le coût de l'insécurité routière se décompose en cinq types de coûts	18
Méthodologies employées pour l'estimation des coûts de l'insécurité routière	22
Chapitre 1 : Coûts humains des accidents de la route : Définitions, évolution, outils de quantification et de valorisation	25
I. Utilité, QALY et DALY : Evolution de concepts permettant de mesurer la satisfaction et l'insatisfaction	25
I.1. Développement de la notion d'utilité et de son intérêt pour les politiques publiques	26
I.2. QALY et DALY : indicateurs médico-économiques pour mesurer l'utilité en santé	32
I.2.1 QALY : premier indicateur synthétique de santé	34
I.2.2. DALY : Indicateur synthétique de santé de l'OMS	37
I.2.3. Comparaison du QALY et du DALY	42
I.2.4. Faibles et critiques de l'indicateur QALY	45
I.2.5. Quantification des scores d'utilité du QALY	46
II. Valorisation du QALY et du DALY : différentes méthodes, différents résultats.	54
II.1. Méthodes de valorisation du QALY et du DALY	54
II.2. Estimation de la valeur du QALY pour la mesure du coût humain de l'insécurité routière	60
II.2.1. Présentation de la méthode utilisée	60
II.2.2. Calcul de la perte de consommation moyenne et de la valeur du QALY	63
II.2.3. Relation entre la qualité de vie liée à la santé et l'âge	65
II.2.4. Estimation de la valeur du QALY	67
Chapitre 2 : Estimation du coût humain du tué et des blessés de la route à partir de données françaises	68
I. Présentation générale de l'étude visant à estimer les valeurs du blessé grave et du décès évités	68
I.1. Contexte de l'étude	69

I.2. Modèle Logit Multinomial (MLM) et Modèle Logit Multinomial Mixte (MLMM)	70
I.3. Apports des groupes focus et de l'étude pilote pour l'élaboration de l'étude finale	73
1.3.1. Conclusions tirées des groupes focus	74
1.3.2. Conclusions tirées de l'étude pilote	75
I.4. Construction d'un design expérimental	77
1.4.1. Design du questionnaire	77
1.4.1.1. Scénarios d'évaluation	77
1.4.1.2. Les coûts de déplacement	80
1.4.1.3. Attributs de risque	80
1.4.1.4. Définition du blessé MAIS 3+	80
1.4.1.5. Durée de trajet	81
1.4.2. Choix d'un D-efficient design	81
1.4.3. Estimations préalables des coefficients	83
1.4.3.1. Valeur de la vie statistique	83
1.4.3.2. Valeur du blessé grave MAIS3+	84
1.4.3.3. Valeur du temps	84
1.4.3.4. Coefficients	85
1.4.4. Niveaux d'attributs	86
1.4.5. Conception du Design expérimental bayésien D-efficient	88
II. Analyse descriptive des données Françaises de l'échantillon	95
II.1. Représentativité	95
II.1.1 Représentativité concernant l'âge et le genre	95
II.1.2. Représentativité en termes de répartition géographique	96
II.2. La rationalité des répondants	97
II.3. Le biais de lexicographie	98
II.3.1. Identification des réponses lexicographiques	99
II.3.2. Traitement des réponses lexicographiques	101
II.4. La cohérence dans les réponses des répondants	105
II.4.1. Identification des réponses incohérentes	106
II.4.2. Traitement des réponses incohérentes	108
II.5. Recodage de variables pour la modélisation	109
III. Application des modèles usuels : Modèle Logit Multinomial et Modèle Logit Multinomial Mixte.	113

III.1. Modèle Logit Multinomial sur l'échantillon d'analyse principale	113
III.2. Modèle Logit Multinomial Mixte sur l'échantillon d'analyse principale	115
III.3. Comparaison des modélisations entre l'échantillon d'analyse principale et l'échantillon initial	118
III.3.1. Comparaison des distributions de consentements à payer	118
III.3.2. Comparaison des résultats d'estimation	122
III.4. Modèle Logit Multinomial Mixte avec effets d'interaction	123
IV. Introduction des variables latentes dans la modélisation	128
IV.1. Choix des variables latentes et des affirmations associées	130
IV.1.1. Variable latente relative à l'argent : précisions	130
IV.1.2. Variable latente relative au temps : précisions	131
IV.1.3. Variable latente relative au risque : précisions	131
IV.2. Construction des échelles des variables latentes	132
IV.2.1. Méthode utilisée pour la construction des échelles d'attitudes	132
IV.2.2. Echelle d'attitude par rapport à l'argent	134
IV.2.2.1. Test de la fiabilité de l'échelle mesurant la propension à économiser	134
IV.2.2.2. Test de la validité externe de l'échelle mesurant la propension à économiser	135
IV.2.3. Echelle d'attitude par rapport au temps	137
IV.2.3.1. Test de la fiabilité de l'échelle de pression temporelle ressentie	137
IV.2.3.2. Test de la validité externe de l'échelle de pression temporelle ressentie	138
IV.2.4. Echelle d'attitude par rapport au risque	139
IV.2.4.1. Test de la fiabilité de l'échelle de propension à prendre des risques physiques	140
IV.2.4.2. Test de la validité externe de l'échelle de propension à prendre du risque physique	140
IV.3. Modèle logit Mixte avec prise en compte des variables latentes	141
Chapitre 3 : Valorisation des coûts humains et des coûts médicaux par une approche individuelle	148
I. Identification des accidentés de la route hospitalisés	149
I.1. Identification des blessés et des tués de la route en trois étapes	150
I.2. Quatrième étape : estimation de la probabilité de renseignement de la cause externe de l'hospitalisation	151
II. Utilisation de l'Etude Nationale des Coûts (ENC) pour l'estimation des coûts hospitaliers	153

II.1. Présentation des bases exploitées pour l'estimation	154
II.1.1. Définition et objectifs des Groupes homogènes de malades	154
II.1.2. Définition et objectifs de l'Etude Nationale des Coûts	158
II.2. Méthode d'estimation du coût des séjours hospitaliers de la morbidité routière	160
III. Estimation du coût humain des blessés à partir des données hospitalières françaises, de la méthode INTEGRIS et de la valeur du QALY estimée à partir de la nouvelle VVS française	165
III.1. Fonctionnement de la méthode INTEGRIS	165
III.2. DALY, QALY : quel indicateur retenir et comment valoriser son unité ?	168
III.3. Application de la méthode INTEGRIS au Registre du Rhône et au PMSI	169
Conclusion Générale	186
Nouvelles connaissances et valeurs de références au service de la valorisation socio-économique de l'insécurité routière	186
Discussion de certaines limites des travaux menés	192
Perspectives de poursuite pour affiner le calcul du coût total de l'insécurité routière	193
Bibliographie	196
Annexe 1 : Table de conversion du codage CIM en groupes EUROCCOST (source : adapté de Polinder, 2012)	206
Annexe 2 : Classement hiérarchique des groupes EUROCCOST	207

Intitulé et adresse des laboratoires de recherche où a été préparée la thèse



Laboratoire Dynamiques Economiques et Sociales des Transports (DEST), 14-20 Boulevard Newton, 77420 Champs-sur-Marne

Département Aménagement, Mobilités et Environnement (AME),

Unité Mixte de Recherche Epidémiologique et de Surveillance Transport Travail Environnement (UMRESTTE), 25 Avenue François Mitterrand, 69500 Bron

Département Travail, Santé, Sécurité (TS2),

Université Gustave Eiffel (UGE)

Remerciements

Au terme de ces trois années de travail de thèse, je tiens à remercier tous ceux qui m'ont accompagné et qui, par leur soutien, ont contribué à l'aboutissement de cette aventure unique.

En premier lieu, je souhaite adresser mes remerciements à Laurent Carnis d'avoir accepté d'être mon directeur de thèse. Il a su, par ses connaissances approfondies et son expérience dans la recherche, me prodiguer des conseils particulièrement avisés et un encadrement de grande qualité, nécessaire à l'aboutissement de ma thèse malgré la distance et les difficultés imputables à la pandémie de Covid-19.

Je remercie Lise Rochaix, Henrik Andersson et Manuelle Salathé qui ont accepté de participer à ce jury, et Alexandra Schaffar et Nicolas Vaillant, qui me font l'honneur d'en être rapporteurs. Je sais qu'ils et elles apporteront une vision riche et complémentaire pour l'évaluation de ce travail.

Je remercie Dominique Mignot, de m'avoir accueilli au sein de l'Université Gustave Eiffel et de s'être toujours rendu disponible pour moi malgré sa double casquette de chercheur et de Directeur de département. Son expertise a été très complémentaire à celle de Laurent et ses encouragements ont été un carburant bienvenu dans ma formation de chercheur.

Je remercie Jean-Louis Martin, de m'avoir accueilli à l'UMRESTTE, de m'avoir très bien encadré en me prodiguant des conseils qui m'ont particulièrement aidé au cours de ma thèse et qui m'aideront indubitablement pour le reste de ma carrière. Malgré la différence de nos disciplines, Jean-Louis a été d'une acuité remarquable dans l'identification des failles présentes dans mes écrits. Je remercie aussi Blandine Gadegbeku d'avoir pris le relais de l'encadrement. Nos réunions m'ont permis de bien organiser ma fin de thèse.

Je remercie Sylviane Lafont, Cyrille Colin et Marie-Axelle Granié d'avoir accepté d'être membre de mon CSI. Ce point en milieu de thèse m'a permis d'éviter de m'éparpiller sur trop d'idées en me donnant une ligne directrice précise pour ma fin de thèse.

Je remercie Anne-Marie Bigot et Geneviève Vernay qui, par leur assistance au quotidien, m'ont permis de ne pas avoir à trop réfléchir aux contraintes administratives associées aux métiers de la recherche.

Je remercie Martin qui a été un partenaire de travail d'une grande bienveillance et d'une perspicacité aiguisée dans le cadre de mon premier projet de recherche international.

Je remercie Dan, Marine, Nassur, Clémence, Yuliia, Isabelle et Nadim qui, en plus de m'avoir donné de formidables exemples de thèses réussies, sont devenus des amis. Je leur souhaite plein de réussite pour la suite.

Je remercie Claire qui m'a supporté pendant près de quatre ans dans son bureau et a su me faire grandir sur plein de sujets. Je n'aurais pas pu rêver d'une meilleure collègue de bureau.

Je remercie Simon, Corentin et Mathieu avec qui j'ai partagé tant de rires et de joie, autour d'un tapis de course, un court de tennis ou un terrain de badminton.

Je remercie Cédric, Xin, Irina, Naïma, Mathieu, Florian, Lise, Charlotte, Aboud, Grégory, Asma, Laura, Anthony, Marie, Céline, Marie-Pierre, Hélène et Emmanuelle d'avoir été de fantastiques collègues de bureau. Malgré les départs et les arrivées, l'ambiance à l'unité a toujours été exceptionnelle.

Je remercie Alix et Romain de m'avoir apporté un coup de main quand je faisais face à des difficultés de codage sous R.

A mes amis, mes proches, ma maman, Jean-Louis, Corinne, mes trois petits frères et mes deux petites sœurs, qui ont été un soutien énorme par leur simple existence.

Liste des abbréviations

AAAM : Association for the Advancement of Automotive Medicine

ATIH : Agence technique de l'information sur l'hospitalisation

AVCI : Années de vie corrigées de l'incapacité

AVP : Années de vie perdues

CAP : Consentement à payer

CH : Coût humain

CIE : Consommation individuelle effective

CIM : Classification Internationale des maladies

CMD : Catégorie majeure de diagnostic

DALY : Disability-adjusted life year

DSR : Délégation à la sécurité routière

EM : Algorithme espérance-maximisation

EME : Evaluation médico-économique

ENC : Etude nationale des coûts à méthodologie commune

ESE : Evaluation socio-économique

EVCI : Espérance de vie corrigée de l'incapacité

EQ-5D : EuroQol à 5 dimensions

HAD : Hospitalisation à domicile

HALY : Health-adjusted life year

IIA : Independence of Irrelevant Alternatives

IID : Variables indépendantes et identiquement distribuées

IPC : Indices des prix à la consommation

MAIS : Maximum Abbreviated Injury Scale.

MAIS2- : MAIS 1 et 2. Blessés légers au sens MAIS.

MAIS3+ : MAIS 3, 4, 5 et 6. Blessés graves au sens MAIS.

MCD : Méthode des choix discrets

MCH : Modèle de choix hybride

MCIVL : Modèle de choix intégré à variables latentes

MCO : Médecine, chirurgie, obstétrique, odontologie

MES : Modèle d'équations structurelles

MLM : Modèle logit multinomial

MLMM : Modèle logit multinomial mixte

ONISR : Observatoire national interministériel de la sécurité routière

PC : Perte de consommation

PPA : Parité du pouvoir d'achat

PMSI : Programme de médicalisation des systèmes d'information

PVH : Prix de la vie humaine

QALY : Quality-adjusted life year

RDCE : Ratio différentiel coût-efficacité

RSA : Résumé de sortie anonyme

RSS : Résumé de sortie standardisé

RUM : Résumé d'unité médicale

SCE : Seuil coût-efficacité

SSR : Soins de suite et de réadaptation

TMS : Taux marginal de substitution

VMA : Vitesse maximale autorisée

VVS : Valeur de la vie statistique

Introduction Générale

En France, au début des années 1970, la sécurité routière devient une priorité pour les pouvoirs publics. Le pic de tués sur la route avec plus de 18 000 morts en 1972 (estimation selon la définition actuelle du tué – dans les 30 jours après l'accident), fait du réseau routier français l'un des plus meurtriers d'Europe occidentale et exigeant une réponse publique (Flonneau, 1999). Au cours de l'année 1972, la création du Comité interministériel de la sécurité routière (CISR) est l'élément moteur de l'accélération de la mise en place de mesures de sécurité routière. De nombreuses mesures importantes sont prises telles que de nouvelles limitations de vitesse, le port du casque pour les usagers de motocyclettes et de vélomoteurs, ou le port de la ceinture pour les occupants avant des automobiles mises en service en 1970. Elles font l'objet d'une médiatisation importante, mettant en scène les conséquences des accidents de la route. Se produit alors, un retournement du nombre de tués sur les routes, et ce malgré un contexte d'augmentation du trafic routier. Au cours de cette décennie, la prise de conscience collective de l'insécurité routière conduit à la mise en place des vitesses maximales autorisées (VMA), du port obligatoire de la ceinture de sécurité à l'avant et du casque pour les motocyclistes. Grâce à ces mesures, la mortalité chute de 30 % pour un trafic multiplié par 1,6 ce qui fait passer le nombre de décès par milliard de kilomètres parcourus de 81 à 43 (ONISR, 2021). De 1980 à 2000, l'implémentation de nombreuses mesures de sécurité routière, dont la baisse du seuil d'alcoolémie à 0,5g/L, le permis à points, les systèmes d'antiblocage de roue et les airbags, contribuent à une baisse de mortalité de près de 40 %. Avec un trafic multiplié par 1,7, le nombre de décès par milliard de kilomètre parcouru passe de 43 à 16. A partir de 2002, le contrôle automatisé fait son apparition et contribue grandement à la poursuite de la baisse de la mortalité qui passe de 16 décès par milliard de kilomètres parcourus à 5.

La sécurité routière est devenue un enjeu majeur de santé publique et de protection des personnes. Cependant, les accidents de la route continuent de faire, sur la décennie 2010-2019, plus de 3 000 morts par an et de l'ordre de 300 000 blessés par an d'après l'ONISR et les dernières estimations de l'Université Gustave Eiffel (Amoros, 2021). Malgré les progrès effectués, l'insécurité routière en France demeure un enjeu pour la collectivité dans son ensemble : la France, à l'instar de la déclaration européenne de la Valette, affiche l'objectif de diviser par 2 le nombre de tués et de blessés graves sur la décennie 2020-2030. Ceci nécessite toujours la mise en place de mesures, et dans un contexte où l'Etat dispose d'un budget limité, il s'avère nécessaire d'estimer le coût de l'insécurité routière, et ce pour plusieurs raisons. Il s'agit, en effet, de financer de manière efficiente les actions permettant de lutter contre l'insécurité routière, mais également de pouvoir hiérarchiser les différentes mesures. Pour parvenir à cet objectif consistant à valoriser et agréger des coûts de nature différente, matériels et immatériels, il est nécessaire d'effectuer une évaluation socio-économique. Dans ce contexte, l'évaluation socio-économique doit permettre de mesurer, en unité monétaire, tous les impacts sociaux, environnementaux, économiques et financiers de l'insécurité routière.

Des méthodes insuffisantes pour apprécier le coût global de l'insécurité routière

La volonté d'estimer le coût de notions immatérielles comme la vie ou l'année de vie en bonne santé a conduit à développer plusieurs méthodes et hypothèses qui ont beaucoup évolué au cours du temps. La grande diversité de ces méthodes souligne la nécessité d'uniformisation en privilégiant les plus abouties afin d'apprécier l'ensemble des coûts d'une part, et de pouvoir effectuer des comparaisons dans le temps et à l'international d'autre part. Les insuffisances des méthodes utilisées ces dernières décennies vont être mises en exergue. Ces observations sont chacune des arguments appuyant l'importance des enjeux de la thèse.

La sécurité routière a été prise au sérieux par les autorités publiques parce que le nombre de morts annuels ne cessait de grimper jusqu'à culminer à plus de 16 000 morts en 1972. D'une part, ce chiffre sous-estimait l'ampleur de la gravité de l'insécurité routière à l'époque, puisque la définition du tué était alors moins large que celle d'aujourd'hui et qu'on attribuait le décès à l'accident de la route à condition qu'il survienne dans les 6 jours suivant celui-ci, contre 30 depuis 2005. D'autre part, le nombre de blessés de la route était peu examiné et mis en avant. Ce constat n'est plus d'actualité mais pendant des années, les données de dénombrement des blessés de la route utilisées pour calculer le coût de l'insécurité routière étaient basées sur les procès-verbaux. Or, les estimations d'Amoros et al. (2021) ont montré que le nombre de blessés réel était trois fois supérieur à celui enregistré par la police. Avec 6 blessés graves et 90 blessés légers pour un décès de la route, il paraît inconcevable de ne pas s'intéresser au coût de la morbidité routière dans une optique d'estimation globale du coût socio-économique de l'insécurité routière. Le bilan de l'ONISR pour l'année 2019 (dernière année avant pandémie) estimait d'ailleurs que le coût de la morbidité routière (27,1 milliards d'euros) était plus de deux fois supérieure au coût de la mortalité routière (11,4 milliards d'euros).

Depuis les premières valorisations du coût des blessés et des tués, la méthode du capital humain est très utilisée. Initiée dans le cadre de mise en œuvre de politiques publiques (Weisbrod, 1971) et en économie de la santé (Fein, 1958), elle consiste à valoriser les productions que l'individu génère ou aurait généré s'il n'avait pas été blessé ou n'était pas décédé. Cette méthode a l'avantage d'être relativement simple et permet donc d'être transparente sur les calculs effectués. Elle présente néanmoins plusieurs inconvénients :

- elle ne prend pas en compte la qualité de vie et la douleur,
- elle ne prend pas en compte les préférences des individus (Arthur, 1981),
- elle considère que la maximisation du bien-être peut être assimilée à la maximisation du PIB (Vaillant et al., 2012, p 166),
- elle ne prend pas en compte les coûts sociaux. Cet inconvénient fait écho au précédent. A titre d'exemple, la construction d'une entreprise très polluante s'accompagnerait d'une hausse du PIB mais engendrerait sans doute une baisse du bien-être général.

Ce n'est pas parce qu'un individu qui décède était retraité que sa vie n'a plus de valeur. L'approche du capital humain exclut de son calcul la composante la plus importante du coût de l'insécurité routière : le coût humain. Le coût humain peut être défini sommairement par la monétarisation de l'insatisfaction générée par la perte de qualité de vie, la perte de durée de vie et la souffrance subie par les proches. L'un des objectifs importants de cette thèse est de bien définir cette composante et de proposer les méthodes de valorisation associées.

Dans la littérature française, la problématique de la valeur de la vie s'est posée il y a 60 ans et on se rend compte de la difficulté de la réponse tant les évolutions de la VVS jusqu'à aujourd'hui sont importantes :

Année	Auteurs	Méthode	VVS (en euros)	VVS (en euros 2010)
1960	Abraham et Thédié	Capital humain	22 867 (1960)	229 967
1979	ONSER*	Années de vie perdues	243 918 (1985)	416 685
1992	Le Net	Capital humain compensé	548 816 (1992)	736 699
1993	Duval	Années de vie sauvegardées	609 796 (1993)	800 160
1994	Rapport Boiteux I estimations de Le Net	Capital humain compensé	548 816 (1993)	720 144
1995	B. Desaignes	Consentement à payer	838 469 (1995)	1 060 022
2001	Rapport Boiteux II	Consentement à payer	1 500 000 (2000)	1 782 958
2013	Rapport Quinet	Consentement à payer	3 000 000 (2010)	3 000 000

*Organisme national de sécurité routière créé en 1961, incorporé à l'INRETS en 1985.

Tableau 1 : Evolution de la Valeur de la Vie Statistique en euros, en France, depuis 1993 (source : Crozet et al., 2003 ; Baumstark et al. (2008), Quinet et al. (2013))

La valorisation socioéconomique de la mortalité routière a été initialement abordée en France par Abraham et Thédié avec le concept de « coût de la vie humaine ». Elle a fait l'objet de premières publications scientifiques en 1960 (Abraham et Thédié, 1960) où l'estimation par la méthode du capital humain donne un prix de la vie humaine (PVH) de 22 867 euros. Cette valeur commence à être associée aux méthodes d'évaluation des investissements routiers en 1970 (ministère des transports, 1970) avec la circulaire du ministère de l'Équipement.

En 1979, l'Organisme national de sécurité routière (ONSER) valorise le prix de la vie humaine (PVH) à 243 018 euros₁₉₈₅ avec une méthode fondée sur la valorisation du temps de vie perdu. Il peut déjà alors être constaté que l'introduction d'une composante non

directement marchande conduit à multiplier la valeur par 11 en 20 ans¹. Quatorze ans plus tard, Duval (1993) reprend cette méthode et estime le PVH à 609 796 euros₁₉₉₃ soit une nouvelle augmentation de 150 %.

Ensuite, le premier rapport Boiteux (Boiteux, 1993) valorise le PVH à 548 816 euros₁₉₉₃ en prenant les résultats d'estimation de Le Net (Le Net, 1992) qui a appliqué sa méthode du capital humain compensé. Cette méthode est une version améliorée de la méthode du capital humain puisqu'elle tient compte des pertes affectives des victimes et de leurs proches, ce qui explique à nouveau la hausse de la valeur estimée. L'augmentation en 1960 et 1993 est imputable, à l'inflation, à la croissance économique mais surtout à une complexification des méthodes de valorisation qui prennent de plus en plus de composantes de coûts en compte dans leurs calculs. Pourtant, les valeurs françaises demeurent à cette époque dans la fourchette basse des valeurs européennes. Cette observation est explicable par le fait que la méthode de consentement à payer sur les préférences déclarées s'est développée dans de nombreux pays avant la France (Boiteux, 1994). Cette méthode s'appuie sur des enquêtes, auprès de la population concernée, permettant d'estimer le consentement à payer pour diminuer des risques de mortalité ou de morbidité.

Après l'observation de l'essor de la méthode des préférences déclarées, Le Net (1994) à l'initiative du Commissariat général du Plan, du ministère de l'Équipement et des Transports, de l'École des Mines de Paris et d'EDF, développe une évaluation contingente à partir d'un modèle de choix où les scénarios sont associés à des diminutions du risque routier. Cette étude conduit dans un premier temps à estimer la valeur du tué à 2 688 895 euros pour l'année 1993. Desaignes (1995) reprend ces calculs et en corrigeant certains biais, réévalue la valeur de la vie à 838 469 euros₁₉₉₅. A cette date, le Commissariat Général du Plan ne s'appuie pas encore sur ces résultats et décide de prendre comme référence, dans le premier rapport Boiteux (1993) mentionné dans le paragraphe précédent, les valeurs concordantes entre l'étude précédente de Le Net (1992) et celle de Duval (1993) qui utilisent alors la méthode du capital humain compensé.

Dans le second rapport Boiteux (2001), un panorama des méthodes de valorisation est réalisé et la discussion soulevée amène à conclure que les méthodes de préférences déclarées sont plus pertinentes et démocratiques pour valoriser la valeur d'évitement du décès que celle du capital humain. En recensant les résultats européens des pays employant cette méthode pour valoriser la valeur de la vie, le groupe Boiteux décide de rehausser la valeur actualisée de Le Net estimée à 650 000 euros₁₉₉₉ à 1 500 000 euros. Cette valeur se situe dans le haut des valeurs obtenues dans les enquêtes de préférences déclarées. Elle doit être attribuée à 100 % pour les projets de transports collectifs et à 67 % pour les projets de transports routiers (1 000 000 d'euros). Cette valeur de 1 000 000 d'euros correspond d'ailleurs à la médiane des estimations des VVS dans l'UE-17.

Enfin, en 2013, la valeur de l'évitement d'un mort sur les routes, appelée Valeur de la Vie Statistique (VVS), double et atteint 3 millions d'euros dans le rapport Quinet (2013). Cette valeur est issue de l'application d'une méthode de transferts de valeurs provenant d'une méta-analyse européenne de 856 études estimant la VVS à partir de l'approche du consentement à payer sur les préférences déclarées (OCDE, 2012). Cette valeur est depuis

¹ Il faut noter que l'inflation a été de 235 % entre 1960 et 1979 ce qui explique en partie la hausse du prix de la vie humaine.

utilisée dès lors que l'on cherche à estimer l'impact d'une dépense, d'un investissement ou d'une réglementation associée à la survenance de pertes humaines, notamment en transport et en sécurité routière. De plus, cette VVS est au cœur de la comptabilité du coût de l'insécurité routière puisque depuis 2013, la valeur du décès est associée à la VVS, la valeur du blessé hospitalisé plus de 24h à 12,5 % de la VVS et celle du blessé non hospitalisé ou hospitalisé moins de 24h à 0,5 % de la VVS². En multipliant ces valeurs de références et en y ajoutant les 8,2 milliards d'euros attribués aux dommages matériels, le coût de l'insécurité routière a été estimé à 37,9 milliards d'euros en 2019. Ainsi, la VVS est la valeur de référence qui permet d'estimer 78 % du bilan annuel du coût des accidents de la route. Ceci montre l'importance de la valeur accordée à la VVS et aux pourcentages de celle-ci attribués aux blessés. Cette façon de procéder présente trois limites :

- Cette valeur repose sur un transfert de valeurs européennes,
- elle n'est pas basée sur les préférences individuelles françaises,
- les pourcentages de la VVS attribués aux blessés sont inspirés de travaux internationaux sans que des études empiriques françaises ne les aient confirmés.

Par conséquent, la majeure partie du bilan annuel du coût de l'insécurité routière est basée sur des estimations et des transferts de valeurs qui mériteraient d'être définis de manière plus précise pour la France. Ce constat est un des enjeux importants soulignant l'intérêt de la thèse. Il est souhaitable que les valeurs de références nationales soient tirées des préférences individuelles françaises et non d'approximations.

Par ailleurs, pour obtenir des résultats fiables et comparer les différentes estimations du coût de l'insécurité routière, il faut uniformiser les définitions employées pour la valorisation.

En France, avant 2005, un décès suite à un accident était considéré comme un décès de la route uniquement à condition que celui-ci survienne dans les six jours après l'accident. Cette définition se distinguait de celle de nos voisins européens qui utilisaient une durée de 30 jours après l'accident. Pour comparer nos chiffres de mortalité routière avec nos voisins, un coefficient multiplicateur de 1,057 était appliqué au nombre de décès français.

À partir de 2005, la définition française du tué de la route est modifiée pour correspondre à la définition européenne. Ce changement n'est pas anodin car il entraîne une augmentation artificielle du nombre de décès de la route. Pour pouvoir continuer d'analyser avec pertinence l'évolution des chiffres de la mortalité française, un coefficient multiplicateur de 1,069 est appliqué à la période 1952-2004.

Concernant le traitement statistique des blessés, la gravité a toujours été considérée comme dichotomique. Avant 2005, les blessés plus graves étaient les blessés hospitalisés plus de six jours et les blessés légers étaient les autres. À partir de 2005, pour coller à la définition européenne, les blessés graves sont les blessés hospitalisés plus de 24 heures et les blessés légers sont les autres. De ce fait, le total du nombre de blessés hospitalisés et blessés légers enregistrés par les forces de l'ordre n'a pas changé à l'occasion de l'année 2005, mais la

² Un blessé grave au sens de Quinet est un blessé hospitalisé plus de 24h. Cette définition a été choisie car les informations sur l'hospitalisation des victimes sont renseignées sur les procès-verbaux qui permettent aussi le dénombrement.

répartition entre ces deux catégories a bougé. Cette définition pose un problème de par le fait que les politiques d'hospitalisation varient d'un pays à l'autre et il a été souhaité de baser la définition sur un diagnostic médical de gravité. Un consensus à la Commission Européenne, dans le cadre du « High Level Group on Road Safety » (2012), a conduit à considérer une définition commune du blessé grave. Celle-ci utilise l'indicateur MAIS (Maximum Abbreviated Injury Scale), qui est un indicateur de gravité dont l'utilisation consiste à évaluer la lésion la plus grave d'un accidenté de la route sur une échelle de gravité allant de 1 à 6 où 3 est la valeur seuil définissant le blessé grave. Ainsi, les blessés légers appartiennent à la catégorie MAIS 2- (MAIS 1 ou 2) et les blessés graves à la catégorie MAIS 3+ (MAIS 3 à MAIS 6).

Pour quantifier le coût humain, qui est la composante immatérielle du coût de l'insécurité routière, l'utilisation des indicateurs synthétiques de santé QALY (quality-adjusted life year) et DALY (disability-adjusted life year) est courante. Ces indicateurs visent tous les deux à mesurer la santé d'un individu ou d'une population en prenant des scores allant de 0 (décès pour le QALY, absence d'incapacité pour le DALY) à 1 (état de santé parfait pour le QALY, décès pour le DALY). Le QALY mesure l'utilité associée à l'état de santé d'un individu ou d'une population alors que le DALY quantifie l'incapacité subie par les populations touchées par des causes de morbidité et de mortalité. Ainsi, lorsqu'un individu perd des QALYs, il subit des DALYs, mais pas forcément dans les mêmes proportions. Les politiques cherchent donc à gagner des QALYs et à réduire le nombre de DALYs subis par leur population. Bien que ces indicateurs semblent être très similaires, la différence entre ces derniers ne se limite pas à leur contexte d'application et le sens de leur relation entre score et état de santé. Ces derniers ont été développés avec des objectifs différents et leurs caractéristiques ont évolué au cours du temps. Aujourd'hui il existe d'ailleurs plusieurs versions du DALY dont certaines très proches du QALY. Le premier chapitre de ce manuscrit étudie l'évolution des deux approches, leurs similarités et leurs différences, afin de mieux appréhender le passage d'un indicateur à l'autre. Cette analyse a été nécessaire pour la valorisation du coût humain des blessés hospitalisés.

Le coût de l'insécurité routière se décompose en cinq types de coûts

Au niveau européen, le projet SafetyCube a permis d'apporter des outils d'aide à la décision en matière de sécurité routière. Une partie des travaux engagés a consisté à recenser les méthodes permettant de chiffrer les différentes composantes de coût de chacun. L'un des objectifs finaux des travaux de recherche menés, est de proposer une méthode de valorisation du coût socio-économique de l'accidentalité routière en France en évaluant le coût de chacune des composantes ainsi qu'en proposant une nouvelle VVS.

La littérature récente sur la valorisation socio-économique du coût de l'insécurité routière, dont les travaux du projet européen SafetyCube, qui s'inspire des enseignements de l'action COST 313 (Alfaro et al., 1994) font partie, recommande de décomposer en 5 composantes principales le coût de l'accidentalité routière : les coûts médicaux, les pertes de production, les coûts humains, les dommages matériels, les coûts administratifs et les autres coûts. Par ailleurs, trois méthodes principales relatives à la valorisation de l'insécurité routière

peuvent être mobilisées. Elles s'avèrent plus ou moins appropriées pour quantifier les coûts selon leur nature : la méthode du capital humain, la méthode de restitution des coûts et la méthode du consentement à payer (Wijnen et al., SafetyCube 3.2, 2017). Dans une approche intégrée, ces méthodes s'avèrent complémentaires dans la mesure où elles peuvent être mobilisées pour estimer des composantes différentes concernant le coût total des accidents de la route.

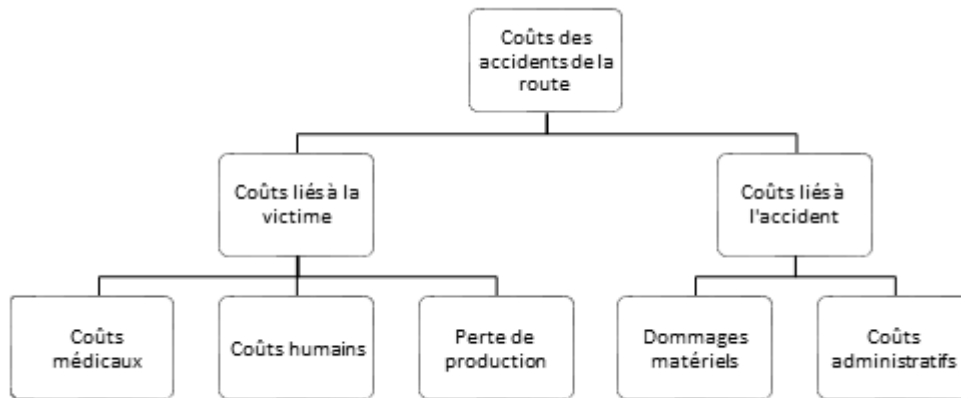


Figure 1 : Classification des coûts relatifs aux accidents de la route (Source : SafetyCube D3.2, 2017)

Les cinq grandes composantes du coût d'un accident de la route concernent les coûts relatifs à l'accidenté et ceux concernant l'accident. Il s'agit pour la première sous-catégorie des coûts médicaux, des pertes de production et du coût humain. Pour la seconde, les coûts sont relatifs aux dommages matériels et aux coûts administratifs de prise en charge de l'accident. Dans les travaux de recherche liés à la thèse, l'évaluation s'est principalement portée sur les coûts humains et les coûts médicaux.

Les coûts humains des accidents de la route peuvent être associés à la désutilité imputable aux accidents de la circulation. Ces coûts, qui ont été estimés dans le chapitre 2 et 3 de la thèse, sont assez difficiles à estimer du fait de leur nature immatérielle. Ils se décomposent en trois sources :

- le coût des années de vie perdues dues aux décès
- le coût de la perte de qualité de vie des blessés de la route
- le coût humain pour l'entourage des victimes d'accidents

Chacun de ces items est non marchand et la littérature (Bickel et al., 2006) recommande d'utiliser des méthodes de consentement à payer pour valoriser ce type de coût. De manière générale, le consentement à payer est défini comme le prix maximum qu'un individu est prêt à payer pour obtenir une quantité d'un bien ou d'un service (Kalish et Nelson, 1991 ; Kohli et Mahajan, 1991 ; Wertenbroch et Skiera, 2002). Dans notre contexte, la méthode du consentement à payer (CAP) consiste à demander ou à déduire la somme d'argent qu'un individu serait prêt à payer pour réduire le risque d'être blessé ou d'être tué. Contrairement à la méthode du capital humain qui valorise les conséquences de la mort, cette méthode permet quant à elle de valoriser la vie (Le Pen, 1993). Le principal avantage de cette méthode sur celle du capital humain est qu'elle permet de prendre en compte les préférences individuelles. Généralement, cette méthode est utilisée pour obtenir une estimation de la

valeur de la vie statistique (VVS). Cependant, elle peut tout aussi bien être utilisée pour valoriser la valeur de l'évitement d'un blessé léger ou d'un blessé grave.

Le consentement à payer peut-être estimé par deux moyens : sur les préférences déclarées ou sur les préférences révélées. Le consentement à payer sur les préférences déclarées, très utilisé en Europe et préconisé pour l'évaluation des coûts non marchands (Bickel et al., 2006 ; Wijnen et al., 2017), est estimé à l'aide de la méthode contingente qui consiste à estimer la valeur de la vie humaine à partir d'enquêtes confrontant les individus interrogés dans une perspective ex-ante, à des scénarios hypothétiques parmi lesquels ils devront faire des choix et ainsi déclarer leurs préférences (Calzada, 1999). Une question sur le consentement à payer social sur les préférences déclarées en sécurité routière pourrait par exemple être : « Combien êtes-vous prêt à payer pour réduire de 1 000, le nombre de morts en France dans des accidents de la route ? ». Ce genre de question serait posée au décideur en charge de la sécurité routière. Pour obtenir le consentement à payer, il faut multiplier la somme obtenue par la baisse de probabilité de mourir sur les routes, associée à une baisse de 1 000 décès.

L'approche du consentement à payer sur les préférences révélées, privilégiée quant à elle aux Etats-Unis, repose sur l'hypothèse selon laquelle les individus révèlent leurs préférences par leurs décisions sur un marché. L'estimation de ce consentement à payer se fait donc sur un marché, en étudiant les arbitrages effectués entre richesse et un risque physique³ (Lannoie, Pedro et Latour, 1995). A l'origine, l'estimation du Consentement à payer sur les préférences révélées se faisait uniquement sur un marché réel notamment par des études s'intéressant à l'arbitrage type risque-salaire. Les travailleurs étaient supposés comparer les différents emplois et réaliser un arbitrage entre salaire et risque de décès au travail. Le travail de modélisation consiste à dissocier l'effet du risque de décès des autres facteurs expliquant le choix du salaire. Cette approche a aussi été utilisée dans le cadre de comportements liés la sécurité routière comme dans les travaux de Andersson (2013), où l'analyse économétrique du port du casque à vélo et de l'usage de la ceinture de sécurité en voiture a permis de proposer des estimations de la VVS. L'avantage principal de cette méthode est qu'elle est basée sur des choix de marché. Elle nécessite cependant que les informations à disposition des individus concernant la richesse et le risque associé au marché soient correctes et fiables, ce qui est loin d'être systématiquement le cas.

Avec l'essor de l'économie expérimentale, le consentement à payer sur les préférences révélées est maintenant de plus en plus estimé par l'évaluation contingente. Cette méthode consiste en fait à créer une situation de marché dans laquelle les sujets auront un arbitrage richesse/risque physique ainsi que toutes les informations nécessaires à leur prise de décision. Cette méthode présente l'avantage d'être plus opérationnelle que la méthode de base mais présente cependant l'inconvénient de reposer sur des scénarios hypothétiques.

³ Habituellement utilisé dans le cadre de la sécurité au travail, le terme « risque physique » englobe toutes les nuisances et phénomènes physiques qui peuvent impacter la santé humaine.

D'autre part, les coûts médicaux des accidents de la route englobent l'ensemble des dépenses en santé imputables à la morbidité et à la mortalité routière. Cette composante est évaluée dans le chapitre 3. Elle peut être décomposée de la manière suivante :

- les coûts des premiers secours sur le lieu de l'accident et le transport des victimes à l'hôpital,
- les coûts relatifs aux soins hospitaliers,
- les coûts relatifs aux soins prodigués par des établissements autres que les hôpitaux,
- les coûts des aides et des outils médicaux employés tels que les prothèses, les fauteuils roulants.

La méthode recommandée en Europe (Schoeters et al., 2017) pour estimer chacun des items de coût médicaux est la méthode de restitution des coûts. Celle-ci consiste à valoriser les ressources pour le rétablissement des victimes de la route et de leur entourage (Wijnen, 2017). Appliquée aux coûts médicaux, cette méthode consiste à estimer le coût des ressources mobilisées en termes de soins pour porter secours à la victime et soigner ses blessures. Cette méthode pose des difficultés au niveau de l'importante quantité d'informations que requiert son application : le nombre de trajets en hélicoptères ou en ambulances, la durée des séjours à l'hôpital, le nombre de séjours dans des polycliniques⁴, le nombre de victimes admises en centre de rééducation/maison de soin, etc. Cette collecte d'informations est d'autant plus compliquée que celle concernant la santé des individus sont souvent confidentielles et anonymes. En France, ces travaux d'estimation ont été entamés par (Achit et Carnis, 2013) et font l'objet d'une partie du chapitre 3.

Au-delà des coûts humains et des coûts médicaux qui ont été traités dans cette thèse, trois composantes de coûts complètent le bilan de coût de l'insécurité routière : la perte de production, les dommages matériels et les coûts administratifs :

- la perte de production est la perte, d'une victime de la route, de la capacité à participer à la production marchande ou non marchande. Elle concerne aussi les coûts de friction associés au recrutement et à la formation de nouveaux employés remplaçant les victimes d'accident de la route.
- les dommages matériels des accidents qui englobent les coûts des dommages subis par les véhicules, les infrastructures publiques, les frets et les propriétés personnelles.
- les coûts administratifs qui regroupent les coûts du temps dépensé par les forces de l'ordre, par les services d'urgence, par les assurances et par les instances juridiques.

Les travaux de recherche présentés dans ce manuscrit se focalisent sur deux des cinq composantes de coût : les coûts humains et les coûts médicaux. Les coûts humains ont été privilégiés car ils représentent la composante majeure avec une proportion qui avoisinent les deux tiers du coût total dans les études européennes (Wijnen et al., 2017). Les coûts médicaux ont quant à eux été appréciés car cette composante était absente du bilan de coût de l'ONISR et parce que la base de données hospitalières permettant son évaluation était accessible.

⁴ Établissement privé d'hospitalisation et de consultation où exercent des praticiens de spécialités différentes.

Méthodologies employées pour l'estimation des coûts de l'insécurité routière

La problématique de cette thèse est « Les références nationales pour évaluer le coût de l'insécurité routière en France sont-elles fiables et dans quelle mesure ? ». Pour répondre à cette question centrale, il faut aborder plusieurs sous-questions :

- Comment ont-été fixées les références nationales et quelles sont les recommandations scientifiques pour leurs estimations ?
- Quelles sont les méthodes d'estimation appropriées pour la valorisation socio-économique des cinq composantes de coût des accidents de la route ? Quelles sont les sources de données nécessaires pour l'application des méthodes d'estimation appropriées ?
- Combien y-a-t-il de blessés légers, de blessés graves et de tués de la route en France ?

Pour répondre à ces questions, le manuscrit de thèse s'articule en trois chapitres. Dans un premier chapitre, la composante du coût humain, présentée dans la littérature à la fois comme la plus conséquente et la plus complexe à évaluer (Wijnen et al., 2017), est définie. De plus, des pistes de valorisation sont introduites et implémentées. Ensuite, le second chapitre décrit le déroulement et les résultats d'une étude européenne réalisée pour la France, la Belgique, l'Allemagne et les Pays-Bas dans le but d'estimer une nouvelle VVS ainsi qu'une valeur du blessé grave (au sens MAIS3+) à partir des préférences individuelles élicitées par l'approche du consentement à payer sur les préférences déclarées. Enfin, le troisième chapitre exploite les données hospitalières françaises afin d'estimer les coûts médicaux et les coûts humains des victimes hospitalisées par niveau de gravité. Ce dernier chapitre utilise des résultats des deux premiers afin de répondre au mieux à la question de recherche.

Une partie des travaux de thèse s'apparente à une évaluation socio-économique. Les méthodes et les bases de données employées pour estimer les coûts humains et les coûts médicaux sont diverses et s'agencent, parfois étroitement, afin de fournir de nouvelles estimations et valeurs de référence.

La méthode du consentement à payer sur les préférences déclarées est la méthode la plus utilisée en Europe et celle qui est recommandée (Wijnen et al., 2017) pour estimer le coût humain de l'insécurité routière. Dans la thèse, cette méthode a été appliquée dans le chapitre 2 pour estimer la Valeur de la Vie Statistique (VVS), la valeur du blessé grave et le coût humain du tué. De plus, cette méthode a été combinée à l'approche QALY/DALY développée dans le chapitre 1 et le chapitre 3 afin de valoriser le coût humain des blessés légers et graves hospitalisés.

A partir d'une collaboration européenne entre la France, la Belgique, l'Allemagne et les Pays-Bas, un modèle de choix discret d'itinéraires a été développé entre 2019 et 2021. Ce modèle utilise l'approche de consentement à payer sur les préférences déclarées pour estimer la valeur sociale de l'évitement du décès et du blessé grave. Pour cela, 2 000 Français, représentatifs de la population nationale en termes d'âge, de genre et de répartition géographique, ont été confrontés à sept scénarios de choix entre deux itinéraires d'autoroutes

variant uniquement selon la durée, le coût et les risques d'être blessé gravement et tué. Grâce aux 14 000⁵ arbitrages effectués, une valeur du temps, une valeur de l'évitement du blessé grave et du tué ont été estimées.

Cette étude remédie aux limites des valeurs de références françaises actuelles, basées sur un transfert de valeurs européennes, dans le sens où elle établit de nouvelles valeurs pour le blessé grave et pour le décès à partir d'une enquête de consentement à payer sur les préférences déclarées auprès d'un échantillon représentatif de la population nationale.

La deuxième approche utilisée pour quantifier le coût humain et celle des QALYs/DALYs. Bien que ce ne soit pas la méthode recommandée en Europe, cette dernière est utilisée aux Etats-Unis par la « National Highway Traffic Safety Administration » (NHTSA) pour estimer le coût humain des blessés. A partir de base hospitalière nationale du PMSI MCO (programme de médicalisation du système d'information en médecine, chirurgie, obstétrique, odontologie) et de la méthode tirée du projet européen INTEGRIS (integration of European injury statistics), il a été possible d'estimer le nombre de DALYs subis par les blessés hospitalisés suite à un accident de la route. La méthode INTEGRIS fournit pour 39 groupes de blessures englobant toutes les morbidités possibles, une incapacité attendue la première année, une probabilité d'avoir des conséquences après la première année et une incapacité espérée pour les années de vie restante.

Pour transformer le coût humain quantifier en DALY INTERGRIS en un coût humain monétaire, des travaux ont été menés pour estimer la valeur du QALY. En utilisant la Valeur de la Vie Statistique (VVS) estimée dans l'étude européenne VALOR et la relation de Hirth (2000) entre VVS et valeur du QALY, il a été possible d'estimer une valeur du QALY pour la France. Ensuite, en actualisant les DALYs subis par les blessés hospitalisés pour réduire la différence entre QALY et DALY, la valeur du QALY a été utilisée pour monétariser le DALY et ainsi obtenir une estimation du coût humain des blessés hospitalisés. Contrairement à l'approche du consentement à payer sur les préférences déclarées, cette approche a permis de valoriser le coût du blessé léger.

La méthode de restitution des coûts, qui consiste à valoriser les ressources pour le rétablissement des victimes de la route et de leur entourage, est la méthode recommandée pour l'estimation des coûts médicaux. Par conséquent, cette méthode a été appliquée sur la composante hospitalière des coûts médicaux, par l'utilisation de l'Etude national des coûts (ENC) qui valorise l'ensemble des charges (cliniques, médico-techniques, logistiques, etc.) associées aux séjours hospitaliers.

La base de données hospitalière du PMSI MCO (programme de médicalisation du système d'information en médecine, chirurgie, obstétrique, odontologie) est un recueil systématique d'information administratives et médicales des personnes hospitalisées en France en soins de courte durée. Ainsi, avant de travailler à l'estimation des coûts, les hospitalisations imputables à un accident de la route ont dû être identifiées. Cette identification est rendue possible par l'existence d'une variable renseignant la cause externe

⁵ 2000 répondants qui font un choix dans sept scénarios.

de l'hospitalisation. La partie complexe dans l'identification des accidentés de la route a été la correction du biais de renseignement de cette variable. La probabilité de renseignement de chaque séjour bien renseigné a été estimée afin d'approximer la composition globale des blessés hospitalisés de la route.

Après avoir identifié les blessés de la route hospitalisés, les coûts de chaque séjour ont été introduits dans la base de données à partir des résultats de l'Etude nationale des coûts (ENC) qui estiment chaque année le coût moyen de chaque type de séjour. Cette étape a permis d'obtenir des coûts moyens et des coûts totaux pour les blessés légers, pour les blessés graves et pour les tués.

Chapitre 1 : Coûts humains des accidents de la route : Définitions, évolution, outils de quantification et de valorisation

Dans ce premier chapitre, la composante de coût humain et la notion d'utilité, au sens de la mesure de la satisfaction, vont être abordées. L'évolution de la définition et de l'utilisation de l'utilité est présentée afin de mieux appréhender les tenants et les aboutissants de la notion de coût humain. Un chapitre entier est dédié à l'étude de cette composante qui s'avère être simultanément la plus conséquente du coût total de l'insécurité routière et la plus complexe à appréhender.

I. Utilité, QALY et DALY : Evolution de concepts permettant de mesurer la satisfaction et l'insatisfaction

Si les accidents de la route génèrent des coûts de nature différente pouvant être regroupés au sein de cinq grandes composantes, les dernières études analysant le coût socio-économique de l'insécurité routière semblent converger vers le fait que le coût humain constitue la principale composante de coût⁶ (Wijnen et al., 2017) puisqu'elle constitue généralement près des deux tiers du coût de l'insécurité routière. Cette section vise à définir, à analyser et à discuter les indicateurs permettant l'estimation du coût humain des accidents de la route. Parmi ces indicateurs, les indicateurs médico-économiques regroupés sous l'appellation HALY (health-adjusted life year) mesurant des niveaux de qualité de vie liées à un état de santé, deux indicateurs principaux sont très utilisés : le QALY et le DALY. Dans ce chapitre, ces deux indicateurs, leurs approches et leurs méthodes de quantification vont être analysés et comparés.

Le coût humain généré par un accident de la route peut être compris comme un coût immatériel qui peut être associé à la désutilité résultant de la perte d'années de vie de la victime et de la perte de qualité de vie, de la souffrance, de la douleur, de la peine et de la joie de vivre pour la victime et ses proches (SWOW, 2020). Cette désutilité, ou baisse de satisfaction, est par nature intangible. Cette caractéristique rend la valorisation du coût humain plus complexe que celle des autres composantes et impose une phase préliminaire de quantification. Avant d'aborder les indicateurs qui permettent de quantifier cette désutilité, nous allons dans un premier temps introduire la notion d'utilité qui a fait l'objet de nombreux travaux théoriques ces trois siècles derniers et dont la recherche est devenue l'une des boussoles des politiques publiques.

⁶ Ceci est le cas depuis la normalisation de l'utilisation des méthodes de Consentement à payer (CAP) et pour estimer la Valeur de la Vie Statistique (VVS).

I.1. Développement de la notion d'utilité et de son intérêt pour les politiques publiques

Historiquement, le concept d'utilité au sens de contribution au bien-être est apparu avec la doctrine philosophique de l'utilitarisme dont l'un de ses précurseurs, le philosophe Jeremy Bentham définit en 1780 comme « principe qui approuve ou désapprouve toute action en accord avec la tendance à augmenter ou à diminuer le bonheur de la partie dont l'intérêt est en question » (Bentham, 1780). En d'autres termes, dans cette doctrine, l'utilité désigne la capacité que détient chaque chose de fournir un bénéfice, un avantage, un plaisir, du bonheur ou d'éviter un mal à la partie dont l'intérêt est concerné. Dans ce cadre, le bonheur d'un individu se définit par la différence entre la somme de ses satisfactions et la somme de ses souffrances. L'utilitarisme explique que la recherche de bien-être influence le comportement des individus qui cherchent à accroître celui-ci par le choix de certaines sources de satisfaction et l'évitement de sources d'insatisfaction. Dans ses premières années, l'utilitarisme a été vivement critiqué et on lui a reproché, comme pour l'épicurisme, de prétendre que les comportements humains étaient expliqués par la recherche de plaisirs primaires. Cependant, l'économiste et philosophe John Stuart Mill, considéré comme le deuxième précurseur de l'utilitarisme, a expliqué que l'utilité n'était pas uniquement générée par des plaisirs liés à des biens physiques mais aussi par des plaisirs davantage psychiques souvent considérés comme supérieurs aux premiers car plus constants, plus sûrs et moins coûteux (Mill, 1863). Selon J. S. Mill, certains plaisirs sont supérieurs à d'autres ce qui rend impossible de manipuler les différents plaisirs et douleurs comme les éléments d'un seul calcul du bien-être (Leroy, 2008). Le point de vue de J. S. Mill est intéressant et remet en question, par exemple, les fondements du QALY qui additionnent dans un seul calcul, la durée de vie et de la qualité de vie. Cependant notre démarche considère que les différents plaisirs et souffrances peuvent être les éléments d'un même calcul à condition de tenir compte d'un ensemble de caractéristiques plus ou moins complexes de l'utilité, abordées ultérieurement : les effets de seuils, l'utilité marginale décroissante d'un plaisir, etc. La formalisation de ces calculs est cruciale dans la théorie de l'utilité.

Au cours du XVIII^{ème} siècle, le mathématicien David Bernoulli observa en 1738 (Bernoulli, 1954 : traduction Bernoulli, 1738) avec le paradoxe de Saint-Pétersbourg que l'individu n'adopte pas toujours des comportements rationnels du point de vue des lois mathématiques puisque ses préférences ne sont pas toujours orientées vers la maximisation de son espérance de gain. En effet, dans le paradoxe de Saint-Pétersbourg, les individus sont confrontés à une loterie ayant une espérance de gain infinie mais pour laquelle le consentement à payer des individus pour y participer est relativement faible. L'explication donnée par Daniel Bernoulli est que la valeur d'une chose repose non pas sur son prix mais sur l'utilité qu'il rapporte, qui dépend de plusieurs critères autres que le gain espéré comme le rapport au risque, et parle alors de « valeur morale » de la richesse. Si une personne riche et une personne pauvre reçoivent toutes les deux 1000€, le gain de richesse sera le même pour chacun mais la satisfaction sera nettement supérieure pour la personne pauvre ce qui suppose une comparaison interpersonnelle tout de même, et donc une objectivation des éléments mentionnés. Bernoulli mentionne, ce qui en fait un homme en avance sur son temps,

l'existence de l'utilité marginale décroissante en expliquant que l'utilité tirée d'un accroissement de richesse est inversement proportionnelle à la richesse initiale. Il propose d'ailleurs la fonction d'utilité logarithmique suivante $u(x) = b \cdot \ln \frac{\alpha+x}{\alpha}$, où x est le gain monétaire évalué, b une constante et α la richesse initiale. Ainsi formulée, la relation entre utilité et richesse est croissante, concave et dépend de la richesse initiale. Cette théorie sera développée et axiomatisée deux siècles plus tard par le mathématicien von Neumann et l'économiste Morgenstern (Von Neumann et Morgenstern, 1944) sous le nom d'utilité espérée ou d'utilité de von Neumann-Morgenstern. Cette théorie repose sur quatre axiomes : la complétude, la transitivité, la continuité et l'indépendance aux alternatives non-pertinentes. La complétude décrit le fait que si un individu a le choix entre deux alternatives A et B, il va soit préférer A, soit préférer B soit être indifférent entre les deux. La transitivité affirme que si un individu préfère A à B et B à C alors il préfère A à C. L'axiome de continuité explique que si un individu préfère A à B et B à C, alors il existe une probabilité p tel que l'individu est indifférent entre B et la loterie : $(pA, (1-p)C)$. L'axiome d'indépendance aux alternatives non-pertinentes peut se traduire par le fait que si A est préférée à B alors pour toute probabilité p non nulle et alternative C, l'individu préfère la loterie : $(pA, (1-p)C)$ à la loterie : $(pB, (1-p)C)$. Quelques années plus tard, Friedman et Savage (1948) enrichissent le cadre théorique de la théorie de l'utilité espérée et tentent de valider empiriquement cette dernière. Avec leur fonction d'utilité Friedman-Savage, ils affirment que la courbe de fonction d'utilité individuelle n'est pas strictement concave mais qu'elle contient une partie convexe comprise entre deux parties concaves, comme représentée sur la figure 2 :

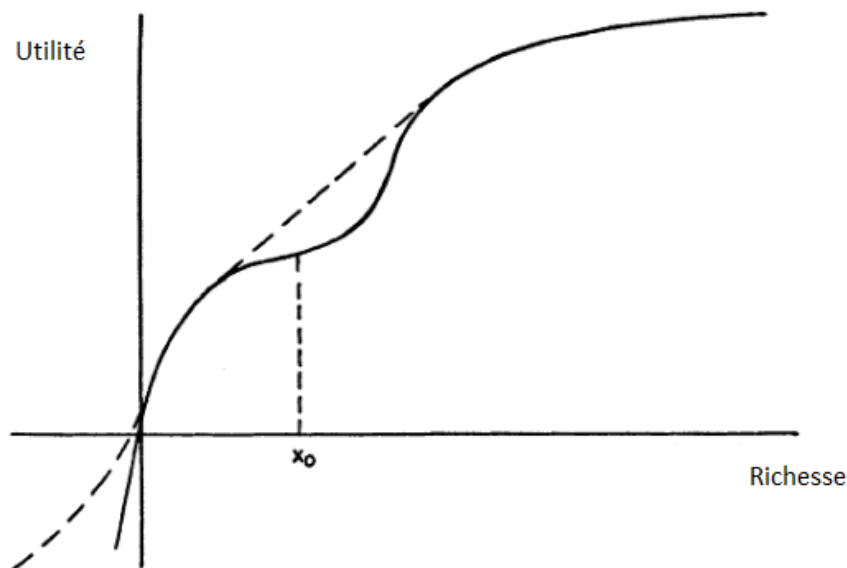


Figure 2 : Fonction d'utilité Friedman-Savage montrant la relation entre utilité et richesse (source : Friedman et Savage, 1948)

Cette relation se traduit par le fait que les individus les plus pauvres et les individus les plus riches sont averses au risque car leur utilité marginale est décroissante tandis que les individus entre les deux sont attirés par la prise de risque car leur utilité marginale est croissante. Les plus pauvres sont averses au risque car ils n'ont pas les moyens de dépenser de l'argent dans des loteries non essentielles tandis que pour les plus riches, il y a trop à perdre. Les individus entre ces deux catégories prennent davantage de risque car ils n'ont ni la

contrainte budgétaire des plus pauvres ni la crainte de trop perdre des plus riches. Cette théorie a permis de fournir un modèle de compréhension des comportements d'aversion et de prise de risque mais aussi des comportements de consommation, d'investissement, d'assurance et d'épargne.

Dans cet intervalle de temps, dans la poursuite de la théorie descriptive de Bernoulli, la « révolution néoclassique », impulsée simultanément et indépendamment par l'économiste Anglais William Stanley Jevons, l'économiste Autrichien Carl Menger et l'économiste Français Léon Walras dans la seconde moitié du XIX^{ème} siècle, est marquée par l'utilisation de la théorie marginaliste, ou marginalisme, d'après laquelle la valeur économique d'un bien ou d'un service est subjective et est liée à l'utilité marginale de sa consommation. L'utilité marginale d'un bien ou d'un service représente l'utilité qu'un agent économique va tirer de la consommation de ce bien ou de ce service. Cette théorie a réfuté la théorie défendue par Adam Smith (Smith, 1776), David Ricardo et les classiques anglais selon laquelle la valeur est objective et établit que c'est la quantité de travail qu'un bien peut exiger ou acheter, qui détermine le prix de celui-ci et non sa valeur d'usage. Le marginalisme affirme que l'utilité marginale est généralement décroissante. La première loi de Gossen (Gossen, 1854), de l'économiste Allemand Hermann Heinrich Gossen, qu'on appelle aussi loi de « l'intensité décroissante des besoins » ou loi de « satiabilité des besoins », affirme que lorsqu'un plaisir quelconque se poursuit sans interruption, son intensité décroît et finit par devenir nulle. Cette loi se traduit par exemple par le fait que la consommation de notre premier café nous apporte une satisfaction supérieure à la consommation du second qui nous apporte quant à lui davantage d'utilité que le troisième et ainsi de suite. La théorie néoclassique va par ailleurs développer le concept d'utilité et sa mesure avec des fonctions d'utilité permettant d'expliquer les préférences du consommateur et du producteur proposant une utilité cardinale (Walras, Jevons, Menger⁷) dans un premier temps puis une utilité ordinale (Pareto, Slutsky) dans un second temps. Pour les adeptes de la théorie de l'utilité cardinale, la valeur donnée par une fonction d'utilité a un sens psychologique et permet de rendre compte de l'intensité des utilités alors que pour les défenseurs de la théorie ordinale, il n'existe pas d'échelle objective de la mesure d'utilité et les préférences d'un individu peuvent seulement être classées les unes par rapport aux autres.

La théorie de l'utilité a continué d'être développée au sein de la branche économique de l'économie du bien-être dont l'un des précurseurs est l'économiste Arthur Cecil Pigou (Pigou, 1920). Sa théorie du bien-être repose sur deux affirmations fondamentales. Premièrement, tout accroissement de la richesse d'un pays va dans le sens de l'augmentation du bien-être social. Deuxièmement, sous l'hypothèse de l'utilité marginale décroissante des revenus, tout transfert de richesse des plus riches aux plus pauvres est associé à un accroissement du bien-être social, à condition que le transfert ait un impact limité sur la production. Dans ses travaux, comme dans l'utilitarisme, le bien-être de la collectivité est défini par la somme des bien-être individuels. Selon lui, les satisfactions et les insatisfactions sont valorisables monétairement et l'Etat se doit d'intervenir pour régler les défaillances de

⁷ Bien qu'on regroupe toujours Walras, Jevons et Menger comme les économistes ayant initié la révolution marginale, ces derniers avaient une approche de l'économie bien différente (Jaffé, 1976).

marché issues d'un déséquilibre entre les bénéfices privés de l'activité d'un agent économique et les bénéfices sociaux incluant les externalités positives ou négatives⁸. Les productions générant davantage d'externalités négatives que positives doivent être taxées tandis que les productions générant davantage d'externalités positives doivent être subventionnées. Dans cette première version de l'économie du bien-être (welfare economics), la conception du bien-être social est particulièrement subjective, individualiste, rattachée à la richesse et en accord avec la théorie de l'utilité cardinale, permettant les comparaisons intrapersonnelles. L'utilité tirée des actions individuelles est mesurée par les prix payés associés à celles-ci, comme cela a été énoncé par le courant marginaliste. La réflexion de Pigou a mis en exergue l'intérêt de la mesure de l'utilité pour l'économie politique. Le fait d'identifier la possibilité de mesurer la valeur monétaire des satisfactions individuelles et de pouvoir les comparer entre différents individus a permis de mieux appréhender l'évaluation socio-économique et l'économie politique (Schumpeter, 1954). Dans ce courant de l'économie du bien-être, héritage de l'utilitarisme, les comparaisons interpersonnelles d'utilité ne sont pas vues comme problématiques. Par la suite, dans la « nouvelle économie du bien-être » initiée principalement par les économistes Vilfredo Pareto et Lionel Robbins, les préférences suivent la théorie de l'utilité ordinale⁹ et les comparaisons interpersonnelles sont considérées comme hors du champ d'action de la science économique et à éviter. Il n'est dès lors plus possible, contrairement à ce qu'affirmait l'utilitarisme, de sommer les utilités des individus appartenant à une même société puisque les comparaisons entre les individus apparaissent impossibles. Dans ce courant, selon le principe de Pareto, une mesure politique accroît le bien-être social à condition qu'elle ne nuise à personne et qu'elle plaise à au moins un individu. Robbins a été le principal acteur dans la critique de l'ancienne économie du bien-être (EBE). Pour lui, la science économique se doit d'être limitée aux éléments positifs et exclure les éléments normatifs comme les comparaisons interpersonnelles et la décroissance marginale de l'utilité. Autrement dit, ce courant conçoit l'économie comme une science permettant de décrire ce qui est et de prévoir ce qui va être et non comme un outil permettant de juger de ce qui doit être. Par la suite, l'économiste américain Kenneth Arrow, va argumenter le bien-fondé des comparaisons interpersonnelles d'utilité avec le théorème qui porte son nom (Arrow, 1951) en montrant qu'il n'est pas possible de prendre une décision sociale rationnelle basée sur les préférences individuelles s'il est impossible d'effectuer des comparaisons interpersonnelles. Suite aux conclusions d'Arrow, les comparaisons interpersonnelles, qui avaient été écartées par la nouvelle EBE d'une part car elles reposent sur des jugements de valeur et d'autre part car elles n'ont pas de sens opératoire, ont été réintroduites dans l'EBE afin de conserver son rôle d'aide à la décision publique. Dans cette troisième phase de l'EBE, les critiques des comparaisons interpersonnelles d'utilité ont été transférées sur l'utilité elle-même. Dans cette phase contemporaine de l'EBE, les comparaisons d'utilités entre individus sont possibles à condition qu'elles soient menées par un individu référent (Scanlon, 1991), un organe public par exemple, qui a préalablement objectivé l'utilité du bien que l'on souhaite comparer. A

⁸ Les externalités n'étant pas prises en compte par le marché, si chacun poursuit son seul intérêt sans régulation, la situation est sous-optimale.

⁹ L'utilité cardinale est considérée par Robbins et la « nouvelle économie du bien-être » comme issue d'un jugement de valeur, non scientifique, sur les préférences individuelles (Pelletier, 1978).

titre d'exemple, comme nous le verrons dans la section suivante, avant 2013, l'Organisation Mondiale de la Santé (OMS) évaluait la désutilité engendrée par les morbidités à l'aide de poids d'incapacité déterminés par un panel de professionnels de la santé dans le cadre d'un processus délibératif. Bien que malmenée au cours du XXème siècle, la théorie du bien-être est revenue sur le devant de la scène via son rôle dans la théorie de la politique économique. Tinbergen, premier prix Nobel de Sciences Economiques, publiait en 1972 (Tinbergen, 1972) un ouvrage prônant un retour à l'évaluation des préférences individuelles afin de les additionner pour obtenir une fonction de bien-être social qui deviendrait un outil de guide à la politique économique. De nos jours, la théorie du bien-être consiste principalement en l'étude des moyens et des critères permettant d'évaluer et de comparer des situations sociales (Baujard, 2011). L'évaluation socio-économique peut en ce sens s'inscrire comme l'une des applications de la théorie du bien-être.

Parmi les implications de l'économie du bien-être, l'évaluation socio-économique (ESE) en est une démarche qui est mobilisée dans cette thèse. L'ESE est une analyse coût-bénéfice qui vise principalement à faire le bilan de l'ensemble des coûts et des avantages monétarisés d'un projet ou d'un phénomène afin de mesurer l'utilité ou la désutilité économique, sociale et environnementale qui en résulte pour la collectivité. Dans un contexte où la France ne dispose pas d'assez de ressources humaines et matérielles pour répondre simultanément à tous les besoins, et où les dépenses sont contraintes puisque les dépenses publiques sont supérieures et croissent plus vite que les recettes (voir figure 3), l'ESE est devenue un outil indispensable pour le décideur public. L'analyse économique joue un rôle à trois niveaux (Chamot et al., 2001) :

- Elle fournit des outils pour dire si la société investit trop ou pas assez dans un secteur par rapport à un autre (santé, transports, éducation, loisirs, etc.).
- Dans un secteur donné, elle permet d'évaluer si la répartition des ressources est efficiente entre les différents domaines qui le composent (exemple : doit-on favoriser le dépistage ou le traitement, la transplantation ou les soins palliatifs).
- Dans chaque domaine, elle va permettre de dire si les ressources sont utilisées de la manière la plus efficace (exemple : quelle est la meilleure façon de réduire le nombre d'années de vie d'incapacités subies à cause des accidents de deux-roues motorisés).

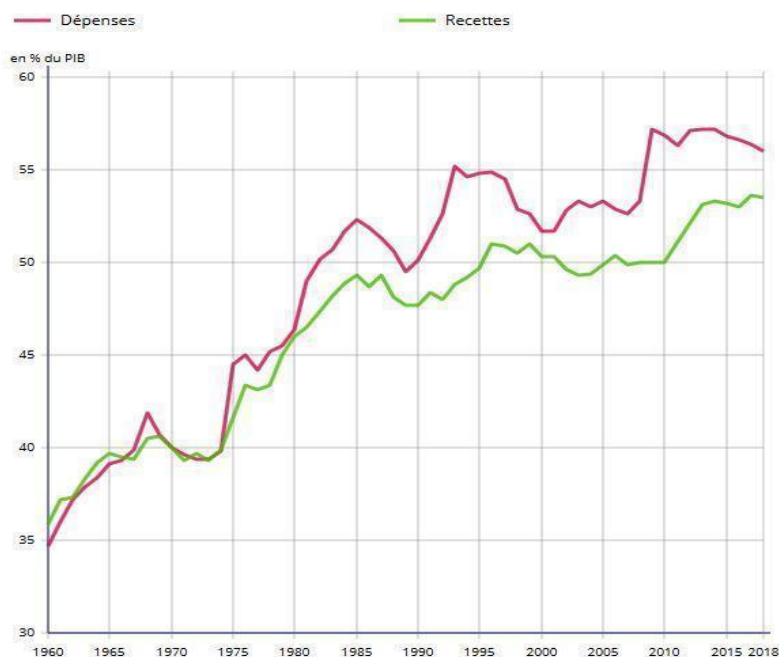


Figure 3 : Evolution des recettes et des dépenses publiques en France de 1960 à 2018

En France, de nombreux chercheurs utilisent ce type d'évaluation dans une multitude de domaines (voir par exemple Launois, 2003 ; Cappelletti, 2010 ; Costes J.-M. et al., 2014) et il existe un organe public d'ESE depuis 1946. Aujourd'hui, l'organisme public de référence est France Stratégie. France Stratégie est un organisme d'aide à la décision publique placé sous l'autorité du Premier ministre et qui réalise des études, de la prospective et des évaluations des politiques publiques et de propositions. Depuis 2013, en France, les porteurs de projets d'investissements publics de l'Etat ont l'obligation de réaliser une ESE au préalable de projets coûtant plus de 20 millions d'euros et France Stratégie réalise des contre-expertises indépendantes pour les projets de plus de 100 millions d'euros (article 2 et 3 du décret n°2012-1211 du 23 décembre 2013 relatif à la procédure d'évaluation des investissements publics). L'ESE permet d'établir la rentabilité d'une intervention publique, *a priori* et *a posteriori* à son implémentation, qui a des conséquences financières ou non notamment comme une mesure de sécurité routière qui va réduire le coût des dommages matériels mais aussi réduire le nombre annuel de blessés et de tués. A titre d'exemple, le changement de la limitation de vitesse à 80 kilomètres par heure sur les routes bidirectionnelles de rase campagne, dépourvues de séparateur central, a fait l'objet d'une ESE sur les deux années qui ont suivi sa mise en place concluant à un gain d'utilité valorisé à 700 millions d'euros par an. Dans cet exemple, les coûts principaux sont imputables à la perte du temps des usagers des routes, chiffrés à environ 820 millions d'euros, et les principaux gains sont associés à la baisse de l'accidentalité, valorisée quant à elle à 1,2 milliards d'euros. Le fait que les deux flux financiers principaux soient immatériels montrent l'importance de la valorisation du coût humain dans le cadre de projets d'investissement en sécurité routière. Dans la thèse, l'ESE a été employée pour quantifier les coûts des accidents de la route en valorisant en euros la désutilité subie par la société.

Lorsqu'on veut mettre en application ce genre d'évaluation dans le domaine de la santé, il faut mettre en place une évaluation médico-économique (EME). L'objectif de l'EME est de trouver les stratégies et les techniques médicales les plus efficaces et les moins coûteuses pour améliorer la situation sanitaire et sociale et donc l'utilité de la collectivité, sous contrainte d'un budget. En France, la Haute Autorité de Santé (HAS) créée en 2004, est l'agence publique à vocation médico-économique de référence. Elle vise à améliorer les pratiques médicales dans le champ sanitaire, social et médico-social, au bénéfice de la population. L'EME consiste en une évaluation coût-efficacité ou une évaluation coût-utilité (et non une évaluation coût-bénéfice) selon la nature des conséquences sur la santé de l'intervention évaluée (HAS, 2020). En effet, pour quantifier le coût d'une blessure due à un accident de la route, on va soit s'intéresser à la durée de vie si la qualité de vie n'est pas une conséquence importante et donc utiliser une analyse coût-efficacité soit s'intéresser à la durée de vie pondérée par une mesure de qualité de vie et utiliser en l'occurrence une analyse coût utilité (HAS, 2020). Le choix d'évaluer l'efficacité d'une intervention par le coût d'une vie sauvée, le coût d'une année de vie sauvée, ou le coût par année de vie en bonne santé (QALY)¹⁰ sauvée n'est pas anodin car il peut conduire à des conclusions différentes. En effet, un traitement peut sauver plus de vies qu'un autre tout en étant associé à un gain d'années de vie inférieur. Par exemple, en supposant l'existence d'un traitement A permettant de sauver 100 femmes de 60 ans et un traitement B évitant le décès de 83 femmes de 20 ans, le traitement A permet de sauver 17 vies de plus que le traitement B alors que le traitement B permet de sauver 5 400 années de vie contre 2 700 pour le traitement A¹¹. Par ailleurs, si le traitement A assurait une qualité de vie parfaite aux soignées et que le traitement B entraînait une qualité de vie réduite de moitié (par rapport à la perfection) le traitement A et le traitement B feraient tous les deux gagner 2 700 années de vie en bonne santé. Dans cet exemple volontairement caricatural, le choix de l'unité de mesure de l'efficacité peut entraîner des conclusions différentes puisque le traitement A sauve plus de vies, moins d'années de vie mais autant d'années de vie en bonne santé que le traitement B.

I.2. QALY et DALY : indicateurs médico-économiques pour mesurer l'utilité en santé

L'approche des années de vie pondérées par la santé ou « health-adjusted life year » (HALY) vise à mesurer la santé d'une population au sens de l'OMS : « la santé est un état complet de bien-être physique, mental et social, et ne consiste pas seulement en une absence de maladie ou d'infirmité ». Elle est née de l'application de la théorie de l'utilité à la santé publique et permet de décrire simultanément la morbidité et la mortalité d'une population avec un nombre unique (Gold et al., 2002). Les HALYs regroupent un ensemble d'indicateurs médico-économiques qui mesurent les scores de qualité de vie d'états de santé ou l'impact des maladies et des causes de morbidité sur la durée de vie et sa qualité. Les HALYs sont très utiles dans le cadre

¹⁰ Ici il est fait référence au ratio coût par unité d'utilité gagnée. L'efficacité de projets d'investissements ayant des conséquences positives sur la santé peut être comparé avec ces ratios.

¹¹ Selon l'Insee, en 2021 l'espérance de vie restante d'une femme de 20 ans est de 65 ans contre 27 ans pour une femme de 60 ans.

d'évaluations socio-économiques et de manière générale pour apprécier la désutilité des différentes causes de morbidité et de mortalité. Ils permettent par ailleurs d'avoir une vision d'ensemble du bien-être d'une population en ne tenant pas uniquement compte de l'espérance de vie, mais de l'espérance de vie corrigée de l'incapacité (EVCI). L'appréciation de l'EVCI révèle bien souvent des problèmes sous-jacents cachés par une espérance de vie relativement élevée. Par exemple, la figure 4 montre que l'espérance de vie des Françaises a augmenté de 1,6 an entre 2005 et 2018¹² alors que l'espérance de vie en bonne santé est restée stable¹³. De ce fait, en 2005, les femmes vivaient 77 % de leur espérance de vie sans incapacité contre 75,4 % en 2018 ce qui témoigne d'une baisse de qualité de vie. Les HALYs permettent dans ce constat de nuancer l'observation que les Françaises vivent plus longtemps qu'il y a 15 ans en soulignant qu'elles vivent en moins bonne santé.

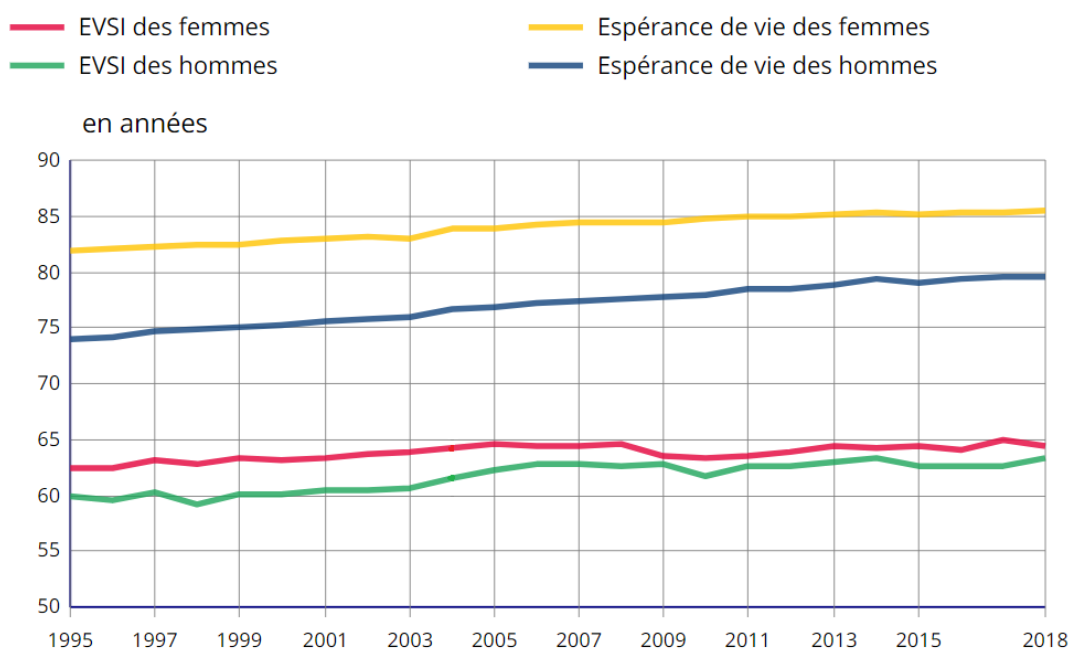


Figure 4 : Evolution de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans incapacité des Français en 1995 et 2018 (source : Insee)

Parmi les HALYs, on distingue principalement les DALYs (disability-adjusted life year), utilisés dans la thèse dans l'une des méthodes proposées pour quantifier le coût humain (voir chapitre 2.V.), des QALYs, quant à eux utilisés pour valoriser une année de vie en bonne santé. L'évolution de la définition et de l'utilisation de ces deux indicateurs ainsi que l'étude de leurs similitudes et différences fait l'objet de cette section.

¹² L'espérance de vie est passée de 83,9 ans à 85,5 ans.

¹³ L'espérance de vie sans incapacité est passée de 64,6 ans à 64,5 ans.

1.2.1 QALY : premier indicateur synthétique de santé

Le QALY et le DALY sont des indicateurs appartenant tous les deux à la famille des HALYs, mais historiquement, c'est dans le cadre de l'introduction du QALY et du débat scientifique que son développement a généré à partir des années 1960, que les autres approches HALY, comme celle du DALY, ont été développées. Le DALY a en effet été construit par l'OMS en 1993 dans une volonté de mettre au point une version normalisée à l'échelle internationale du QALY (Murray, 1996). Il semble donc pertinent de définir le fonctionnement de l'indicateur QALY dans un premier temps pour faciliter la compréhension du DALY qui sera introduit dans un second temps.

Le QALY est aujourd'hui l'indicateur central pour piloter les politiques de santé dans de nombreux pays comme la France avec la Haute Autorité de Santé (HAS) ou le Royaume-Uni avec le « National Institute for Health and Care Excellence » (NICE). Il existe de nombreuses définitions du QALY. Le National Institute for Health and Care Excellence (NICE) le définit par exemple comme « une mesure de l'état de santé d'une personne ou d'un groupe de personnes dans laquelle les bénéfices, en termes de durée de vie, sont ajustés pour refléter la qualité de vie (NICE, 2016). La HAS reprend cette définition en y ajoutant la méthode de valorisation : « Le QALY est une unité de mesure de la durée de vie pondérée par la qualité de vie liée à la santé, cette dernière étant valorisée par un score de préférence » (HAS, 2020 ; p. 28). Le QALY peut à la fois être considéré comme une approche, un outil, un indice ou une mesure. Il permet de mesurer l'état de santé d'un individu ou d'une population en considérant à la fois la morbidité et la mortalité. Il est l'outil central des décideurs politiques et des professionnels de santé pour effectuer des analyses coût-efficacité sur des traitements ou des programmes médicaux. Avant d'être ce qu'il est aujourd'hui, le QALY a été pensé et développé dans les années 1960-70 à l'issue de nombreux travaux et discussions scientifiques.

Les premiers travaux utilisant un indicateur de mesure très similaire au QALY sont apparus en 1968 (Klarman et al., 1968). Ces travaux comparent l'efficacité médico-économique entre la dialyse et la transplantation rénale pour traiter des maladies rénales chroniques. Pour ce faire, les chercheurs mesurent les effets bénéfiques des deux traitements en combinant simultanément la mesure des gains d'espérance de vie et la qualité des années de vie gagnées. La qualité de vie est alors représentée sous la forme d'une fraction d'une année de vie, comprise par définition entre 0 et 1.

Quatre années plus tard, Bush et ses coauteurs (1972) publient un article faisant une analyse médico-économique d'un programme de dépistage de la tuberculose à l'aide d'un Indicateur de l'Etat de Santé (« Health Status Index ») qu'ils appellent « quality adjusted years of life ». Cet indicateur comprend une dimension « fonctionnelle » et une dimension appelée « pronostic ». La dimension fonctionnelle vise à indiquer à quel point une personne est capable de « fonctionner » normalement par rapport à son âge et son genre. La dimension « pronostic » a quant à elle pour but de donner la probabilité qu'un individu j initialement dans un état de santé S_j soit dans un état de santé S_x à l'issue d'une période donnée. Les états de santé associés à un degré de dysfonctionnement sont les dix suivants : bien-être, insatisfaction, inconfort, incapacité mineure, incapacité majeure, confiné, isolé, coma et

décès. La valeur de 1 est alors associée au bien-être tandis que la valeur 0 est associée à la mort. Cette seconde version du QALY est extrêmement similaire au DALY de par sa mesure de la fonctionnalité des individus et sa mesure des niveaux d'incapacité.

La même année, Torrance et al. (1972) mettent au point une échelle de mesure linéaire d'utilité liée à la santé très similaire au QALY actuel qu'ils appellent Indice d'utilité lié à la Santé (« Health Utility Index »). Cet indicateur a été conçu à des fins de calcul de ratio coût-efficacité des programmes médicaux dans un contexte où il n'existait pas d'indicateur utilisant une unité permettant de quantifier les niveaux d'utilité imputables à l'ensemble des états de santé. Cette échelle passe aussi par les points 0 et 1 mais les auteurs mentionnent la possibilité d'états pire que le décès qui seraient associés à des scores d'utilité négatifs. L'indicateur développé dans ces travaux est supposé mesurer la santé au sens de l'OMS, c'est-à-dire selon les trois dimensions que sont la santé physique, la santé émotionnelle et la santé sociale. Les scores d'utilité sont alors mesurés à partir de moyennes arithmétiques sur des populations avec des méthodes utilisées actuellement que sont la loterie (« standard gamble ») von Neumann-Morgenstern et la méthode d'arbitrage temporel (« time trade-off »).

En 1976, Zeckhauser et Shepard sont les premiers à publier des travaux mentionnant l'indicateur QALY sous son nom actuel (Zeckhauser et Shepard, 1976). Depuis cette date, les propriétés ont peu évolué. Le QALY est alors l'unité utilisée pour mesurer la qualité de vie liée à la santé d'un individu par le biais d'une fonction additive utilisant une utilité de von Neumann-Morgenstern (Von Neumann et Morgenstern, 1944). Pour une année donnée, l'indicateur QALY prend une valeur comprise entre 0 pour une qualité de vie liée à la santé équivalente au décès et 1 en cas de parfaite qualité de vie liée à la santé. Lors de son introduction, l'utilité liée à la qualité de vie liée à la santé d'un individu i d'âge j ayant une espérance de vie résiduelle k a été formalisée sur une base annuelle de la manière suivante :

$$U_{ij} = \sum_{\hat{age}=j}^{\hat{age}=j+k} \frac{q_{\hat{age}}}{(1 + \delta)^{\hat{age} - j}}$$

Où \hat{age} correspond à l'âge de l'individu considéré, $q_{\hat{age}}$ correspond au score de qualité de vie par âge et δ au taux d'actualisation, utilisé pour traduire la préférence des individus pour le présent. Cette formulation tient compte simultanément de la qualité de vie liée à la santé et de la durée de vie.

Par ailleurs, Zeckhauser et Shepard ont mis en avant le fait qu'il n'était pas possible de tenir compte de l'ensemble des préférences individuelles, subjectives par nature, dans un modèle opérationnel (Zeckhauser et Shepard, 1976). Pour pallier cela, ils ont posé trois hypothèses simplificatrices sur la construction de l'indicateur QALY. Premièrement, les indices QALY des années futures sont actualisées avec un taux constant. Ce taux d'actualisation reflète la préférence des individus pour le présent en réduisant l'utilité générée par les QALY des années de vie futures. Deuxièmement, des individus différents ayant le même âge et des conditions de santé identiques doivent être associés au même indice QALY. Troisièmement, des montants de QALY égaux pour des individus distincts ont la même valeur. En simplifiant

ainsi les préférences individuelles, l'application de leur formule décrite ci-dessus est supposée donner une mesure opérationnelle du bien-être d'une population donnée.

A partir de cette axiomatique, le rendement d'une réforme ayant des conséquences sur la santé peut être évalué en faisant la somme des gains des QALY actualisés générés par la réforme sur l'ensemble de la population. De même, le coût humain d'un phénomène ou un événement ayant des conséquences sur la santé peut être quantifié en sommant les pertes de QALY actualisés causées par le phénomène ou l'événement sur la population. Cette approche constitue l'une des méthodes appliquées au chapitre 3 pour quantifier le coût humain subi par les blessés hospitalisés de la route.

Pour décider si une réforme de santé doit être menée selon les critères de maximisation du bien-être, au sens de Zeckhauser et Shepard (1976), Il faut financer tous les programmes dont le ratio coût par QALY est inférieur au seuil déterminé. Ce seuil correspond généralement au coût acceptable le plus haut pour un QALY supplémentaire. Les auteurs ont illustré ce processus avec la figure 5 ci-dessous, représentant une courbe d'offre des programmes de santé permettant de gagner des années de vie en bonne santé. Sur cette figure, le point A associé au coût marginal V_1 , est le plafond au-dessus duquel il ne faut plus financer les programmes de santé. Si les décideurs acceptent de financer un programme dont le coût marginal est V_2 , la zone grisée sur la figure correspond à la perte associée à cette erreur de décision. Cette valeur plafond est aujourd'hui appelée seuil de coût efficacité.

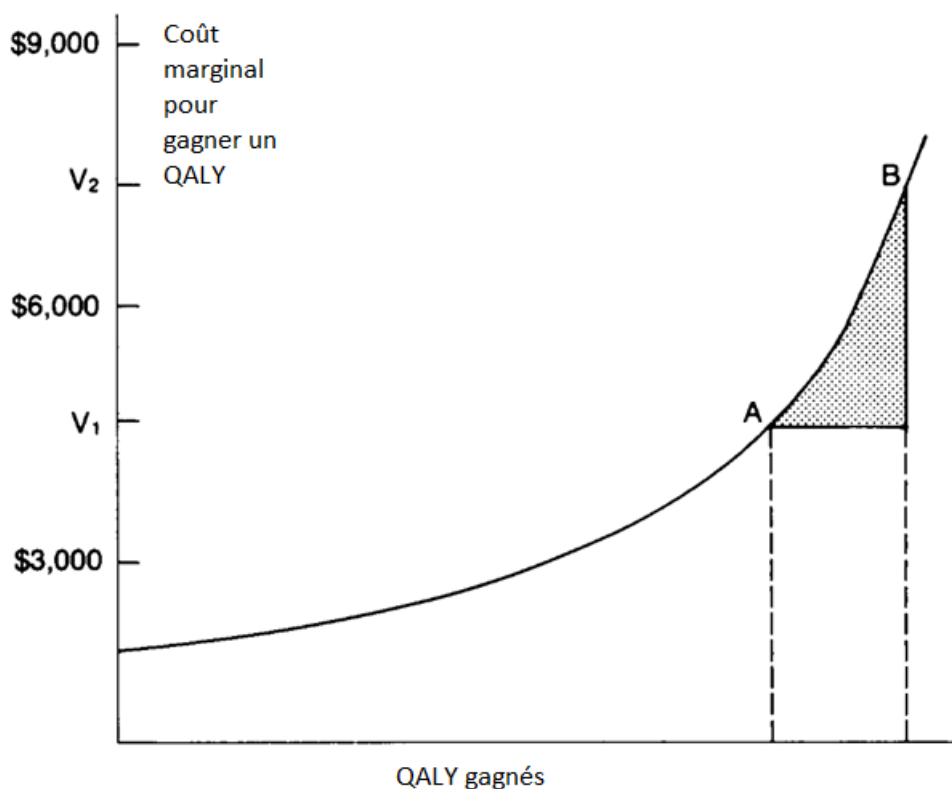


Figure 5 : Simulation d'une courbe d'offre des différentes manières de gagner un QALY supplémentaire avec les coûts marginaux associés (Source : adapté de Zeckhauser et Shepard, 1976)

Aujourd'hui, les seuils de coût-efficacité (SCE) sont utilisés pour évaluer si une intervention dans le domaine de la santé vaut la peine, en considérant le coût d'opportunité qu'elle représente compte tenu des contraintes qui pèsent sur le budget du système de soins de santé (Woods et al., 2016). Pour décider si une intervention doit être financée, les décideurs recommandent souvent de comparer son ratio différentiel coût-efficacité (RDCE), qui correspond au différentiel de coût pour un QALY supplémentaire gagné, au seuil de coût-efficacité. Si le RDCE de l'intervention est inférieur au seuil de coût-efficacité du pays, alors l'intervention peut être financée. Ce seuil est généralement déterminé à travers trois approches qui seront détaillées dans la section II de ce chapitre : la disposition à payer, l'analyse des ratio coût efficacité des programmes de santé déjà financés et la méthode du coût d'opportunité. Actuellement, le ratio coût-efficacité le plus utilisé à travers le monde est celui proposé par l'OMS (par exemple Woods et al., 2016 ou Edoa et Stacey, 2020) qui recommande de valoriser un DALY (Disability-adjusted life years) évité en prenant un à trois fois la valeur du PIB par habitant dans le pays concerné.

En France, depuis plus de 10 ans, le QALY est le critère de résultat de santé recommandé par la Haute Autorité de Santé (HAS) dans les analyses médico-économiques de type coût-utilité. Dans la version du QALY que la HAS utilise, le QALY mesure la qualité de vie liée à la santé qui est valorisée à partir des préférences déclarées pour des états de santé, mesurées par des scores d'utilité (Weinstein, Torrance et McGuire, 2009). Pour calculer le nombre de QALYs associés à une intervention de santé, les durées passées dans les différents états de santé qui caractérisent la maladie sont pondérés par des scores d'utilité associés à ces derniers. Compte tenu des divergences d'avis sur l'impact des caractéristiques individuelles sur les scores d'utilité liée à la santé, la HAS déconseille d'appliquer des pondérations aux QALYs.

1.2.2. DALY : Indicateur synthétique de santé de l'OMS

Pendant longtemps, la plupart des mesures sur l'importance relative des différents maux liés à la santé portaient sur le nombre de décès. Cette convention était basée sur l'avantage principal que la plupart des pays tenaient des statistiques de mortalité. L'inconvénient de cette dernière résidait dans le fait que de nombreuses causes de morbidité réduisaient significativement l'espérance de vie en bonne santé des personnes atteintes sans pour autant être mortelles. Pour pallier cette insuffisance des précédentes quantifications, l'OMS a développé l'indicateur DALY qui est apparu en 1993 dans la première étude de l'OMS (Organisation Mondiale de la Santé) sur la charge mondiale de la morbidité (WHO, 1993).

Dans cette étude mondiale reconduite tous les ans depuis le début des années 2000, l'objectif est de quantifier ce qui est appelé la charge mondiale de la morbidité¹⁴ au niveau international en tenant compte simultanément des données de mortalité (YLL : Years of Life

¹⁴ Notion introduite par la Banque mondiale en 1993 et utilisée par la suite jusqu'à nos jours par l'OMS pour quantifier le fardeau imputable aux maladies, aux blessures et aux facteurs de risque subi par les populations du monde entier.

Lost) et des données de prévalence et/ou d'incidence de la maladie (YLD : Years Lost due to Disability) selon le système d'équations suivant :

$$DALY(c,s,a,t) = YLD(c,s,a,t) + YLL(c,s,a,t)$$

pour une cause donnée c , un âge a , le genre s et l'année t

$$YLL(c,s,a,t) = N(c,s,a,t) \times L(s,a)$$

$$YLD(c,s,a,t) = I(c,s,a,t) \times DW(c,s,a) \times L'(c,s,a,t)$$

où :

$N(c,s,a,t)$ est le nombre de décès imputés à la cause c , pour l'âge a , le genre s et l'année t

$L(s,a)$ est une fonction standard spécifiant le nombre d'années perdues pour un décès à l'âge a avec le genre s

$I(c,s,a,t)$ est l'incidence

$DW(c,s,a,t)$ est le poids d'incapacité. Le poids d'incapacité reflète la gravité de la maladie c et va de 0 pour une santé parfaite à 1 pour le décès.

$L'(c,s,a,t)$ est la durée moyenne jusqu'à la rémission ou le décès.

Dans l'étude Global Burden of Disease (GBD) 1990, l'espérance de vie à la naissance a été calquée sur des tables de survie donnant les espérances de vie résiduelle à chaque âge et une espérance de vie à la naissance de 82,5 ans pour les femmes et 80 ans pour les hommes. Ces espérances de vie correspondent approximativement aux espérances de vie les plus hautes dans les années 1990.

L'incidence des cas d'invalidité a été calculée à partir d'enquêtes menées auprès des populations ou sur la base d'évaluations d'experts. L'incapacité est alors définie par l'OMS comme n'importe quelle restriction ou manque d'une capacité à effectuer une activité de façon normale pour un être humain. Dans ses premières études, l'OMS classait les causes de morbidité en six classes en fonction du degré d'incapacité qu'elles entraînaient. Chacun des poids d'incapacité était déterminé par un groupe d'experts qui assignaient chacune des morbidités à une des six classes de sévérité.

Dans la première version du DALY, appelée DALY standard par l'OMS, un taux d'actualisation de 3 % était utilisé ainsi qu'une fonction de pondération par l'âge. L'actualisation avait pour but de rendre l'utilité des années futures dégressives. La fonction de pondération par l'âge, développée à partir d'un consensus d'expert et des travaux de Murray (1996), avait pour but de donner plus de valeurs aux années en milieu de vie et moins aux années en début et fin de vie. Voici la relation entre âge et valeur de l'année de vie proposée à cette période :

$$Coeff = Cxe^{-\beta x}$$

Où C et β sont des constantes, x est l'âge et e est l'exponentielle. Dans la première étude sur la charge de morbidité globale les coefficients ont été fixés à $C = 0,16243$ et $\beta = 0,04$. La première courbe de la figure 6 est la représentation graphique de cette relation. Il peut être observé qu'à cette période, le modèle DALY supposait que la valeur de l'année de vie était nulle à la naissance, qu'elle augmentait ensuite rapidement pour atteindre une pondération supérieure à 1 à partir de 9 ans et culminer à 1,49 à l'âge de 25 ans puis qu'elle diminuait lentement jusqu'à la fin de vie en repassant en dessous de 1 après 54 ans. La figure de droite montre qu'en appliquant simultanément le taux d'actualisation et la pondération sur les âges, les décès à la naissance étaient associés à un nombre de DALYs subis inférieurs au nombre de DALYs subis suite à un décès entre 1 an et 20 ans. Ainsi, le décès d'un nouveau-né était associé à un coût de 32 DALYs tandis que le décès d'un enfant de 10 ans entraînait une perte de 36 DALYs.

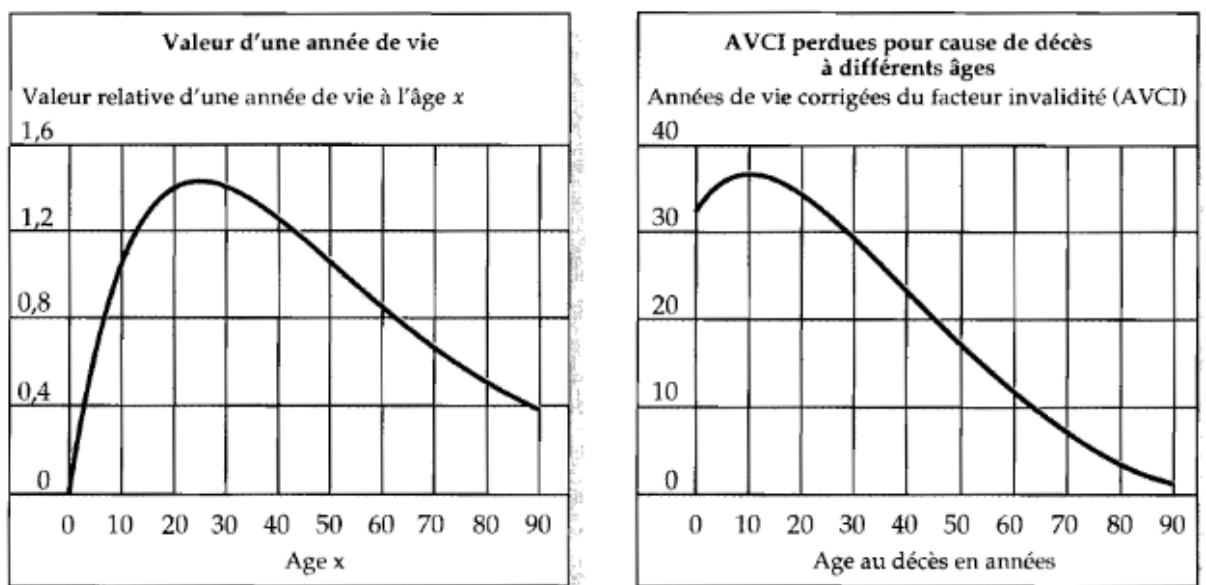


Figure 6 : Evolution par âge des pondérations et des pertes de DALY (source : données de la Banque mondiale)

Ces études de l'OMS sur la charge de morbidité globale permettent d'identifier les priorités et de suivre les progrès en santé publique que ce soit au niveau régional ou au niveau mondial. Pour atteindre ces objectifs, l'indicateur DALY a été utilisé pour combiner la prise en compte des années de vie perdues à cause d'un décès prématuré aux années de vie vécues avec une incapacité causée par des maladies ou des traumatismes. La définition ou les caractéristiques du DALY utilisées dans ces études successives ont évolué au fil du temps. En 1993, comme expliqué dans le paragraphe précédent, les DALY futurs étaient actualisés à 3% et la valeur d'une année de vie variait avec l'âge.

Entre 1990 et 2009, la méthode utilisée pour mener les GBD a assez peu évolué. Les poids d'incapacité déterminés initialement ont été en partie améliorés et mis à jour (Mathers, Lopez et Murray, 2006). C'est à partir de la GBD 2010 que des premiers changements importants ont été effectués. Premièrement, la version du DALY a été simplifiée. En amont de l'étude GBD 2010, l'OMS a organisé une première consultation en 2008 (Salomon, 2008) puis

une seconde en juillet 2011 composée de 21 philosophes, éthiciens et économistes afin d'émettre des recommandations sur les notions à incorporer dans la nouvelle version du DALY. Ces consultations ont conduit à la simplification du DALY utilisé, avec les caractéristiques suivantes :

- utilisation de nouvelles tables de survie standards pour le calcul des années de vie perdues YLL ;
- calcul des années de vie d'incapacité simplement comme la prévalence de chaque séquelle multipliée par le poids d'incapacité approprié ;
- ajustement pour les comorbidités dans le calcul des années de vie d'incapacité ;
- pas de taux d'actualisation ou de pondération par l'âge ;

Le taux d'actualisation a été enlevé du calcul après des critiques mettant en avant le fait qu'il n'y avait pas de raison intrinsèque pour valoriser une année de santé de manière moins importante parce qu'elle se situait dans le futur (Tsuchiya, 2002) mais aussi parce que le DALY a été défini comme une mesure quantifiant la perte de santé et non le coût social de la perte de santé (Murray et Acharya, 2002 ; Salomon et al., 2003). L'idée initiale d'ajouter un taux d'actualisation au calcul des DALYs subis reposait principalement sur l'idée d'éviter les paradoxes temporels étant donné que les coûts futurs des interventions de santé sont actualisés¹⁵ (Murray et Acharya, 2002).

La pondération par l'âge a été enlevée du calcul des DALYs. Selon Murray et al. (2012c), les considérations sur la différence de valeur des années de vie en fonction de l'âge doivent être reflétées dans les décisions publiques et non dans la quantification des niveaux de santé.

L'exclusion du taux d'actualisation et de la pondération par l'âge de l'indicateur DALY met en évidence le fait que cet indicateur doit servir à quantifier les pertes de santé à travers le monde mais en aucun cas un indicateur mesurant le coût social des causes de morbidités et de mortalités. Ainsi, dès lors que l'on souhaite effectuer une analyse socio-économique, l'indicateur doit être ajusté pour tenir compte des écarts temporels et des différences d'âge. Un DALY simplifié subi dans l'année courante par un individu de 25 ans a nettement plus de valeur qu'un DALY subi par un individu de 50 ans qui perdra un DALY dans 30 ans.

D'autre part, les espérances de vie à la naissance ont été uniformisées pour les hommes et les femmes à 86 ans, âge basé sur les pays de plus de 5 millions d'habitants ayant les taux de mortalité les plus bas. Par ailleurs, Il y a eu une ré-estimation des poids d'incapacité à travers une grande échelle empirique interrogeant la population générale. Cette étude a estimé les poids d'incapacité pour 220 états de santé en utilisant une méthode de choix discret comparant les états de santé par paire¹⁶ (Salomon et al., 2012). Cette méthode a été appliquée sur un échantillon de 16 328 personnes à travers cinq pays. Les poids d'incapacité obtenus à

¹⁵ Ce dernier argument paraît légitimer l'introduction d'un taux d'actualisation dès lors qu'on considère la charge de morbidité d'une maladie comme un coût pour une population en s'intéressant par exemple au développement d'un programme de santé prévenant ou guérissant la maladie en question.

¹⁶ Dans chacun des scénarios proposés aux répondants, le choix est effectué entre deux uniques états de santé, ce qui réduit la complexité des choix.

l'issue de cette étude sont, pour certains, très différents des poids utilisés précédemment (Salomon, 2012a). Bien que le recours à l'avis de la population était souhaité, l'étude a conduit à des biais d'estimations importants donnant un poids d'incapacité annuel moyen de 0,2 pour les non-voyants (contre 0,6 avant), un poids de 0,03 pour les sourds, un poids de 0,05 pour les doubles amputations des jambes, vivants avec deux prothèses ou encore un poids de 0,05 pour les paralysies en dessous de la poitrine, obligeant à se déplacer en fauteuil roulant. Une des explications probables données pour expliquer ces valeurs particulièrement basses (Nord, 2013) est qu'il a été demandé aux répondants de déterminer l'individu « en meilleure santé » et que les répondants ont pu penser que les handicaps physiques, l'absence de vue ou d'ouïe ne sont pas des maladies dans le langage de tous les jours.

Enfin, les années de vie d'incapacité sont quantifiées à partir des estimations de prévalence (cas existants) et non plus d'incidence (nouveaux cas uniquement). Aussi, les années de vie d'incapacité ont commencé à être ajustées pour les cas de comorbidités indépendantes afin d'éviter les doubles comptes ou triple comptes par exemple pour les maladies entraînant différents symptômes simultanément. Dans l'étude GBD 2006, cet ajustement a réduit le nombre d'années de vie d'incapacité subies, tout âge confondu, de 6 %.

Pour remédier à ces valeurs non plausibles, des ajustements de poids ont été faits en utilisant une nouvelle description des états de santé (Salomon, 2015). Ainsi, en 2013, Salomon et al (2015) a mené une nouvelle étude internet sur 30 660 répondants de quatre pays européens (Hongrie, Italie, Pays-Bas et Suède). Cette étude a évalué 183 états de santé dont 30 ont vu leur description améliorée par rapport à la précédente étude et 18 concernaient des états de santé nouvellement ajoutés.

A partir de l'étude GBD 2020, les experts consultés par l'OMS ont mentionné le fait que l'espérance de vie de 86 ans ne représentait pas l'espérance de vie voulue pour le modèle, à savoir l'espérance de vie maximum atteignable pour un individu en bonne santé, non exposé aux risques pouvant impacter sa santé et avec un accès aux services de santé adaptés. En effet, en 2013, l'espérance de vie à la naissance des Japonaises était déjà de 87,1 années. De ce fait, l'OMS a choisi de baser son espérance de vie à la naissance sur la plus haute espérance de vie atteignable estimée à 90 ans pour les années 2045-2050 d'après la « World Population Prospects 2019 » (United Nations Population Division, 2019). Cette durée de vie ne constitue pas la durée de vie ultime atteignable par une population humaine, mais représente une durée de vie qui sera probablement observée par une partie importante des personnes vivant aujourd'hui (Kontis et al., 2017).

Pour résumer l'impact des changements apportés par l'OMS au calcul de la charge mondiale de la morbidité, le tableau 2 résume la perte de DALY estimée en fonction du genre, de l'âge et de l'année d'étude considérée :

Age range	GBD 1990 age-weighted, discounted		GBD 1990 no age-weights or discounting		GBD 2010	WHO GHE
	Male	Female	Male	Female	Persons	Persons
Neonatal	33.27	33.38	79.94	82.43	86.01	89.99
Postneonatal	34.22	34.34	78.85	81.36	85.68	89.55
1-4	35.17	35.29	77.77	80.28	83.63	87.07
5-9	37.22	37.36	72.89	75.47	78.76	82.58
10-14	37.31	37.47	67.91	70.51	73.79	77.58
15-19	36.02	36.22	62.93	65.55	68.83	72.60
20-24	33.84	34.08	57.95	60.63	63.88	67.62
25-29	31.11	31.39	52.99	55.72	58.94	62.66
30-34	28.08	28.40	48.04	50.83	54.00	57.71
35-39	24.91	25.30	43.10	45.96	49.09	52.76
40-44	21.74	22.19	38.20	41.13	44.23	47.83
45-49	18.63	19.16	33.38	36.36	39.43	42.94
50-54	15.65	16.26	28.66	31.68	34.72	38.10
55-59	12.82	13.52	24.07	27.10	30.10	33.33
60-64	10.19	10.96	19.65	22.64	25.55	28.66
65-69	7.80	8.60	15.54	18.32	21.12	24.12
70-74	5.71	6.45	11.87	14.24	16.78	19.76
75-79	4.00	4.59	8.81	10.59	12.85	15.65
80-84	2.68	3.09	6.34	7.56	9.34	11.96
85+	1.37	1.23	3.82	3.59	5.05	7.05

Tableau 2 : Fonctions standards de perte de DALYs utilisées dans les études Global Burden of Disease et WHO Global Health Estimates

Dans le tableau 2, il peut être observé que la suppression de l'actualisation et des pondérations par l'âge pour le DALY, ainsi que l'augmentation de la durée de vie considérée conduit à des montants de DALYs subis autour du triple de ceux l'étude GBD 1990 et l'étude WHO GHE de 2019 (Global Health Estimate). En 1990, un homme de 40 ans qui décédait était associé à un coût de 22 DALYs standards contre 48 DALYs simplifiés en 2019.

1.2.3. Comparaison du QALY et du DALY

Etant donné les évolutions des deux approches qui ont été présentées dans les deux sections précédentes les différences entre le QALY et le DALY sont fortement liées à la période à laquelle on les compare. Initialement, le QALY a été construit dans le but de comparer les utilités générées par des traitements permettant d'améliorer l'espérance de vie et/ou la qualité de vie liée à la santé. Cette démarche est radicalement liée au calcul d'un coût social. A l'inverse, le DALY a été développée par l'OMS avec le but d'avoir un indicateur opérationnel permettant de quantifier l'impact des causes de morbidité et de mortalité sur la santé, à travers le monde. Cette démarche ne vise pas à mesurer des pertes d'utilité mais à quantifier la dégradation du niveau de santé des populations mondiale. Cette recherche d'opérationnalité s'est d'ailleurs confirmée avec la simplification progressive du DALY utilisé

par l'OMS. Les caractéristiques principales de ces deux indicateurs sont comparées dans le tableau 3 :

Caractéristiques	QALY (Quality-adjusted life year)	DALY (Disability-adjusted life year)
Fonctionnement	Pour une année de vie <i>QALY</i> $\in [0 ; 1]$ Où 0 \Leftrightarrow décès 1 \Leftrightarrow qualité de vie parfaite	Pour une année de vie <i>DALY</i> $\in [0 ; 1]$ Où 0 \Leftrightarrow aucune incapacité 1 \Leftrightarrow décès
Mesure quoi ?	Qualité de vie liée à la santé d'une personne/population.	Incapacité générée par une source de morbidité/mortalité sur une personne/population
Utilisé pour ?	Evaluation médico-économique pour prioriser des financements ayant des conséquences sur la santé.	Principalement pour mesurer le fardeau des différentes causes de morbidité et prioriser les problèmes de santé publique à régler. Aussi utilisé pour les évaluations médico-économiques.
Quantifié comment ?	Fonctions/instruments de mesure d'utilité, multi-attributs	Evaluation d'experts de santé au début mais d'après les préférences déclarées principalement aujourd'hui.
Espérance de vie considérée	Espérance de vie de la population concernée	Plus grande espérance de vie atteignable en 2050 (90 ans)
Actualisation	Oui mais pas systématiquement	Au début mais plus depuis 2010
Pondérations	Non	Au début mais plus depuis 2010

Tableau 3 : Comparaison des caractéristiques du QALY et du DALY

Avec le DALY, on mesure donc les années de vie perdues sans utiliser de poids d'incapacité sur les années de vies qui ont été perdues en les considérant comme des années de pleine santé contrairement à l'approche QALY. Ceci vient de la principale différence entre le QALY et le DALY qui est que le DALY quantifie une perte de santé alors que le QALY quantifie une utilité et donc une valeur sociale associée à un niveau de santé. Dans leurs dernières versions le QALY et le DALY se différencient principalement sur le fait que le QALY a un taux d'actualisation pour les années futures, qu'il se base sur l'espérance de vie de la population concernée et non l'espérance de vie maximum atteignable (pour le DALY) et qu'un état de santé peut être associé à une valeur d'utilité négative avec les instruments de mesure du QALY alors que le poids d'incapacité maximum du DALY ne peut dépasser 1 (pour le décès). Ces différences cumulées font qu'un homme de 40 ans qui décède d'un accident de la route en 2020 perd 48 DALYs (WHO, 2019) alors qu'il perd 22 QALYs d'après les travaux menés dans la

section I.2.3 (tableau 2) sur l'estimation de la valeur du QALY à partir de la Valeur de la Vie Statistique. Ce rapport de deux DALYs pour un QALY est principalement imputable aux différences de caractéristiques des versions du QALY et du DALY utilisés. Prenons l'exemple d'un QALY qui ressemblerait au DALY standard, sans actualisation et avec une espérance de vie à la naissance de 90 ans. Il est intéressant de montrer que si l'on utilise volontairement un QALY ressemblant au DALY simplifié de l'OMS, le nombre de QALYs perdus est similaire au nombre de DALYs subis. L'adaptation de la formule, présentée dans la section II.3., du calcul du nombre de QALY subis par un homme de 40 ans qui décède est la suivante :

$$\sum_{age=40}^{age=79} \frac{QALY_{age}}{(1+\delta)^{age-40}} \rightarrow \sum_{age=40}^{age=89} QALY_{age}$$

Où $QALY_{age}$ est le score de qualité de vie liée à la santé par âge et défini par le polynôme $QALY(age) = -0,0000453age^2 + 0,001052age + 0,9475$ et où δ correspond au taux d'actualisation choisi pour le pays concerné.

Avec la formule de gauche, le coût du décès est quantifié à 22 QALYs perdus tandis qu'avec la formule de droite, collant plus au DALY standard, il est quantifié à 41 QALYs perdus, soit un montant à 7 unités de celui donné par l'approche DALY. Les différences d'espérance de vie et d'actualisation sont donc à l'origine de 73 %¹⁷ de la différence entre le nombre de QALYs et le nombre de DALYs perdus pour un homme de 40 ans.

Par ailleurs, il existe un certain nombre de travaux (Sassi, 2006 ; Ock et al., 2016 ; Neumann et al., 2018) comparant l'utilisation du DALY et du QALY dans des analyses coût-bénéfice. Celles-ci, comparent empiriquement les scores des deux indicateurs pour un même état de santé et mettent en évidence de nombreux facteurs à l'origine des différences de scores observées. Une compilation puis une analyse de ces derniers serait souhaitable et utile pour émettre des recommandations concernant des potentielles méthodes de conversion d'un indicateur à l'autre. Cette idée est une perspective de poursuite des travaux menés dans ce chapitre.

Cette section permet de conclure que dans le cadre de la thèse, dont une partie importante de la question de recherche s'intéresse au coût social des accidents de la route, l'utilisation du QALY a été privilégiée¹⁸.

¹⁷ 19 QALYs sur la différence initiale totale de 26 QALYs sont ajoutés au résultat en appliquant la formule utilisant l'espérance de vie de 90 ans et excluant l'actualisation.

¹⁸ Une version du DALY éloignée du DALY standard a été utilisée dans le chapitre 3. Une actualisation a été ajoutée pour faire correspondre ce DALY le plus possible au QALY.

1.2.4. Failles et critiques de l'indicateur QALY

Le fait que le QALY combine durée de vie et qualité de vie rend cet indicateur très utile pour les évaluations médico-économiques mais cela génère des imprécisions par la même occasion. Pour mettre en exergue les biais introduits par le fait que le QALY englobe la mortalité et la qualité de vie, il est intéressant de se concentrer sur les différents types de QALY. Avec ses deux composantes, un même nombre de QALYs peut être obtenu à partir de cinq combinaisons différentes :

-1 : Un QALY associé uniquement à de l'extension de vie.

-2 : Un QALY associé uniquement à de l'amélioration de qualité de vie.

-3 : Un QALY associé à une combinaison d'extension de vie et d'amélioration de qualité de vie.

-4 : Un QALY associé à une extension de vie mais une diminution de qualité de vie.

-5 : Un QALY associé à une amélioration de qualité de vie et une diminution d'espérance de vie résiduelle.¹⁹

Si l'indicateur QALY suppose qu'un gain de 1 QALY est identique quelle que soit la combinaison des composantes « durée de vie » et « qualité de vie », un certain nombre d'études ont montré le contraire. Ainsi, à partir d'une méta-analyse réalisée sur 24 papiers et 383 estimations, Ryen et Svensson (Ryen et Svensson, 2014) ont permis d'identifier deux caractéristiques qui influent sur le consentement à payer pour un gain de QALY. Il a été montré qu'à gain de QALYs équivalent, une extension de durée de vie est préférée à une extension de qualité de vie. Ainsi, un individu aurait tendance à préférer vivre deux années avec un score QALY de 0,5 plutôt qu'une année avec un score de 1.

Par ailleurs, les mêmes travaux ont mis en avant le fait que le consentement à payer n'est pas constant en fonction du nombre de QALYs à gagner. En effet, les auteurs (Ryen et Svensson, 2014) ont observé que plus le gain de QALYs potentiels était élevé, plus le consentement à payer par QALY diminuait. En effet, il a été estimé qu'en augmentant d'une unité le nombre de QALYs à gagner, le consentement à payer moyen pour le QALY supplémentaire diminuait de 64%. Ainsi en posant l'hypothèse d'un traitement A qui permet de gagner un QALY soit associé à un consentement à payer moyen de 100 000€, un traitement B permettant de gagner deux QALYs, toutes choses égales par ailleurs, devrait être associé à un consentement à payer de 136 000 €. Cette non-proportionnalité ne semble pas être imputable à un biais de rationalité. En effet, des travaux récents (Nielsen et al., 2021) ont mis en évidence le fait qu'une restriction stricte de l'échantillon d'analyse, selon plusieurs critères de cohérence, n'avait pas d'impact sur la non-proportionnalité systématiquement observée au niveau du consentement à payer par QALY.

¹⁹ Il faut noter que ce cinquième type de QALY est moins courant que les autres et pose davantage de questions éthiques.

Les deux constats réalisés par les auteurs de ces travaux peuvent être imputables à diverses raisons. Ce n'est pas parce les individus ne maximisent pas leur espérance de gains qu'ils sont irrationnels. La théorie de l'utilité (von Neumann et Morgenstern, 1944) espérée s'applique aux QALYs et la maximisation de l'espérance de gains ne va pas toujours dans le sens de la maximisation de l'espérance d'utilité. Si cette explication s'applique dans le cadre des QALYs cela signifierait que les scores d'utilité des QALYs sont à revoir pour mieux tenir compte des préférences individuelles. Ainsi, dans le cadre d'une politique de santé publique visant à gagner des QALYs, il semble qu'il faille utiliser des valeurs du QALY différentes selon que les QALYs soient davantage basés sur des gains de durée de vie ou des gains de qualité de vie. L'indicateur QALY est donc perfectible et en donnant une pondération supérieure à la durée de vie par rapport à la qualité de vie, les consentements à payer seraient identiques quelle que soit la nature des QALYs considérés.

Concernant la non-constance de l'utilité en fonction du nombre de QALYs à gagner, deux explications peuvent être soulevées. Dans un premier temps, il est certain que le consentement à payer est influencé par la contrainte budgétaire (Breffle et al., 2015) et puisque les budgets des individus ne sont pas illimités, ils ne seront pas prêts à payer le même montant pour gagner un premier QALY que de passer de neuf à dix QALY gagnés, alors que le gain marginal est le même. Deuxièmement, il est probable que la loi de Gossen (1854) sur la satiabilité des besoins et l'utilité marginale décroissante de la consommation d'un bien s'applique à la santé. Il paraît cohérent qu'une personne en mauvaise santé aurait relativement plus de satisfaction à gagner un peu de qualité de vie pour atteindre un niveau qu'il estime satisfaisant (en passant par exemple de 0,6 QALY par an à 0,8) que de satisfaction à passer d'une bonne santé à une santé parfaite (passant de 0,8 QALY par an à 1). Au niveau de la décision publique, il semble très complexe pour ne pas dire impossible, d'introduire tous ces types de raisonnements individuels dans le processus d'allocation des ressources. Afin de rester opérationnelles, les méthodes d'évaluation socio-économiques des projets d'investissements doivent continuer de déterminer ceux associés aux meilleurs ratio coût-utilité (euros/QALY). En revanche, il est possible que l'utilisation de pondérations sur les QALYs, selon des caractéristiques individuelles et des contextes spécifiques, peut être considérée. Cela pose un nouveau problème, d'ordre éthique, où les décideurs publics doivent avoir des justifications solides pour privilégier un QALY à un autre. Pour cela, des études empiriques évaluant l'utilité associée à différents types de QALYs et différentes quantités de QALYs gagnés sont souhaitables. Une discussion sur les variables ayant un effet sur le consentement à payer par QALY se trouve dans la section II.2.

1.2.5. Quantification des scores d'utilité du QALY

La section I.2.1. a mis en avant le fait que le coût humain d'une cause de morbidité ou de mortalité est souvent quantifiée avec l'indicateur QALY et que les caractéristiques de celui-ci ont beaucoup évolué avec le temps. Dans cette section, il s'agit de présenter les méthodes actuelles de quantification des scores d'utilité du QALY, mesurant la qualité de vie liée à la santé.

Initialement, les scores d'utilité du QALY sont déterminés directement par les chercheurs qui étudient l'efficacité médico-économique des interventions dans le domaine de la santé. A titre illustratif, il est intéressant de prendre l'exemple de Shepard et Zeckhauser (1976), qui ont développé une comparaison de l'efficacité de deux interventions pour traiter le problème des crises cardiaques, à l'aide de l'indicateur QALY. Concernant ces deux interventions, la première est une intervention traitant le problème a posteriori alors que la seconde est une mesure de prévention :

- Mise en place d'une unité mobile qui est un véhicule d'urgence bien équipé à bord duquel se trouve un personnel médical bien formé. Cette unité médicale est supposée réduire la probabilité de décès avant l'arrivée à l'hôpital, de 22 % à 14 %.
- Un régime faible en cholestérol, faible en acides gras saturés et riche en gras polyinsaturés. Suivre ce type de régime est supposé baisser le taux de cholestérol sérique de 10 % et de ce fait diminuer la probabilité de crise cardiaque, à chaque âge, de 9 %. Contrairement à l'autre mesure, celle-ci retarde la survenue de la première crise cardiaque.

Pour tenir compte du fait que l'efficacité de ces interventions ne peut être calculée uniquement sur la base de la réduction des taux de mortalité, les auteurs décident d'introduire dans leur calcul, la notion de qualité de vie. En effet, Zeckhauser et Shepard (1976) sont conscients que la qualité de vie des années vécues après la survenue de la crise cardiaque est détériorée et dressent une liste des sources potentielles de conséquences négatives sur la qualité de vie : plusieurs semaines d'hospitalisation, reprise normale de l'activité productive après plusieurs mois voire plusieurs années, restriction de l'activité sexuelle, essoufflements, anxiété accrue pour la victime et ses proches. Pour tenir compte de cette baisse de qualité de vie, les auteurs ont assigné, sans étude sur les préférences individuelles, une valeur de 0,8 au cours de l'année où la crise cardiaque survient et 0,95 après la première année. A l'issue des premiers calculs, l'unité mobile permet de gagner deux fois plus de QALYs que le régime alimentaire.

Au-delà de ces scores d'utilité, Zeckhauser et Shepard (1976), mettent en exergue l'importance de tenir compte de la préférence des individus pour le présent. Ainsi, après avoir appliqué un taux d'actualisation constant de 5 % aux gains de QALYs futurs, les auteurs identifient que l'écart d'efficacité entre les deux traitements se réduit drastiquement. En effet, en retardant la survenue de la première crise cardiaque, le régime alimentaire permet de gagner davantage de QALYs à court terme que l'unité mobile, ce qui se traduit par un impact du temps moins important sur les gains en QALYs attribués au régime alimentaire.

Les premières évaluations médico-économiques avec l'indicateur QALY ont plusieurs mérites. Elles ne tiennent pas uniquement compte de la mortalité et quantifient les impacts sur la qualité de vie. De plus, par le biais de l'utilisation d'un taux d'actualisation, elles tiennent compte de la préférence des individus pour le présent. Cependant, la détermination subjective de scores d'utilité, associés à des états de santé, est fortement contestable. Heureusement,

les quantifications actuelles de la qualité de vie liée à la santé reposent sur des démarches plus solides scientifiquement.

L'une des difficultés rencontrées dans la mesure de la qualité de vie liée à la santé est que la santé est une notion multidimensionnelle évaluant, selon l'OMS, le bien-être physique, mental et social des individus. Par conséquent, les indicateurs utilisés pour mesurer l'utilité liée à la santé doivent nécessairement être multi-attributs. Aujourd'hui, l'indicateur le plus utilisé est l'EQ-5D (EuroQol à 5 dimensions). Il a été introduit en 1990 par le groupe EuroQol pour apprécier les états de santé à partir de 5 dimensions : la mobilité, l'autonomie de la personne, les activités courantes, les douleurs et gênes, l'anxiété et la dépression. Cet instrument est dit générique dans le sens où il n'est pas spécifique à une pathologie particulière et permet au contraire l'évaluation d'états de santé très différents. Il s'inscrit dans la continuité logique, des développements de la théorie d'utilité espérée de Von Neumann et Morgenstern (Von Neumann et Morgenstern, 1944), qui ne considèrent plus l'utilité comme une fonction mono-attribut dont l'argument est la qualité de vie mais comme un concept multidimensionnel (Le Pen, 1997). Chacune des cinq dimensions de l'EQ-5D est un argument de la fonction d'utilité et est évaluée sur trois à cinq niveaux allant de l'absence de problème jusqu'aux problèmes extrêmes en passant par des problèmes modérés.

La version actuelle du questionnaire EQ-5D a été introduite en 1993 (Essink-Bot, Stouthard et al, 1993). Le questionnaire est auto-administré et se décompose en deux parties. La première partie consiste à demander à l'individu interrogé, d'indiquer pour chacune des cinq dimensions évaluées, quelle affirmation parmi celles présentées dans le tableau 4 ci-dessous, correspond le mieux à l'état de santé de la personne au moment de l'entretien. La deuxième partie présente quant à elle une échelle visuelle analogique (EQ-VAS) de 20 cm et graduée de 0 à 100, destinée à l'auto-évaluation de son état de santé. La valeur 0 est associée au pire état de santé imaginable et la valeur 100 au meilleur état de santé imaginable. L'individu interrogé doit indiquer le niveau sur l'échelle qui correspond le mieux à son état de santé actuel.

Mobilité	<ol style="list-style-type: none"> 1. Je n'ai aucun problème pour me déplacer à pied. 2. J'ai des problèmes pour me déplacer à pied. 3. Je suis obligé(e) de rester alité(e)
Autonomie de la personne	<ol style="list-style-type: none"> 1. Je n'ai aucun problème pour prendre soin de moi. 2. J'ai des problèmes pour me laver ou pour m'habiller tout(e) seul(e). 3. Je suis incapable de me laver ou de m'habiller tout(e) seul(e).
Activités courantes	<ol style="list-style-type: none"> 1. Je n'ai aucun problème pour accomplir mes activités courantes (travail, études, travaux domestiques, activités familiales ou loisirs). 2. J'ai des problèmes pour accomplir mes activités courantes. 3. Je suis incapable d'accomplir mes activités courantes
Douleurs/gêne	<ol style="list-style-type: none"> 1. Je n'ai ni douleurs ni gêne. 2. J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s). 3. J'ai des douleurs ou une gêne extrême(s).
Anxiété/Dépression	<ol style="list-style-type: none"> 1. Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e) 2. Je suis modérément anxieux(se) ou déprimé(e) 3. Je suis extrêmement anxieux(se) ou déprimé(e)

Tableau 4 : Présentation des 5 dimensions et des niveaux associés de l'EQ-5D

A partir de l'EQ-5D à trois niveaux²⁰, 243 états de santé (3⁵) potentiels peuvent être évalués en combinant les dimensions des états et l'intensité de leur altération. Pour interpréter les résultats d'un questionnaire EQ-5D en termes de QALY, dans un pays donné, il est nécessaire de connaître le score de qualité de vie liée à la santé associé à chacun de ces 243 états de santé. Pour un pays donné, l'appellation de la fonction d'utilité qui donne le score des états de santé en fonction des niveaux atteints dans les cinq dimensions est appelée *value-set*. Le *value-set* français actuel a été déterminé par Chevalier (2010).

Parmi les méthodes de valorisation des états de santé EQ-5D, la littérature mentionne trois méthodes principales qui sont « l'Echelle Visuelle Analogique », « l'Equivalent probabiliste » et « l'Arbitrage Temporel ».

La combinaison des méthodes de l'Echelle Visuelle Analogique et de l'Arbitrage Temporel, nommée « *Measurement and Valuation of Health* » (MVH), constitue la base méthodologique de toutes les études de valorisation depuis l'étude précurseur de Dolan en 1997 (Dolan, 1997). Cette méthode a d'ailleurs été utilisée pour modéliser la relation entre les états de santé EQ-5D-3L et les scores d'utilité de la population française (Chevalier, 2010), qui a fait le choix de valoriser 27 combinaisons EQ-5D distinctes sur 243 possibles, dont les états « 33333 », « 11111 » et la « Mort ». Ce choix est soutenu par les travaux de Lamers et ses coauteurs (2003 ; 2006), qui dans le but de réduire les coûts d'étude en limitant le nombre d'états de santé à valoriser tout en conservant la puissance nécessaire pour obtenir la table de valeurs néerlandaises, a montré que la valorisation de 17 états de santé suffisait²¹.

La méthode MVH consiste dans un premier temps à familiariser le répondant avec les états de santé EQ-5D en lui demandant d'ordonner un nombre donné d'états de santé sur l'Echelle Visuelle Analogique. Ensuite, le répondant est confronté à la méthode de l'arbitrage temporel qui consiste à faire des échanges de durée de vie contre de la qualité de vie et/ou vice versa, en univers certain, afin d'estimer l'utilité d'un nombre donné d'états de santé. Pour illustrer cette méthode, l'exemple de la version standard développée par Torrance²² (1986) est présenté ci-dessous :

²⁰ Cet indicateur est appelé EQ-5D-3L. Aujourd'hui, de plus en plus de pays utilisent la version à cinq niveaux appelées EQ-5D-5L.

²¹ Le critère de décision utilisé pour décider du nombre d'états de santé nécessaires pour dériver une table de valeurs pertinente est la moyenne de l'erreur absolue. Celle-ci correspond à la moyenne des différences absolues entre la moyenne observée et la valeur prédite pour un état donné.

²² En pratique, l'exemple présenté permet uniquement de valoriser les états de santé associés à une utilité supérieure à 0. Pour les états de santé jugés comme pire que la mort, associée à une utilité négative, il faut procéder autrement. Dans ce cas, il s'agit de déterminer pour la personne interrogée, la durée de vie à vivre dans un état de santé pire que la mort qui, lorsqu'elle précède une période de vie en parfaite santé pour une durée fixée, conduit à l'indifférence entre l'utilité de vivre ces deux périodes consécutives et l'utilité d'un décès immédiat.

Deux options sont proposées à la personne interrogée :

- La première option est de vivre avec une qualité de vie liée à la santé i (utilité inférieure à 1) pendant t années jusqu'au décès.
- La seconde option est de vivre avec une qualité de vie liée à la santé parfaite (utilité de 1) pendant x années ($x < t$) jusqu'au décès.

Le but de la procédure de l'arbitrage temporel est de trouver la valeur de x pour laquelle la personne interrogée est indifférente entre les deux options en sachant que t est donné. La valeur d'utilité de l'état de santé i pour cette personne vaut alors : $U(i) = x/t$

Les travaux de Chevallier appliquent cette méthode aux 27 états sur 243 pour la France. Les moyennes obtenues pour chacun de ces 27 états ont été utilisées comme la base pour obtenir la valeur d'utilité des 216 états de santé non valorisés par le biais d'un modèle linéaire multiple expliquant la valeur d'utilité d'un état de santé en fonction des niveaux atteints dans les cinq dimensions de l'EQ-5D. L'auteur des travaux a testé dix modèles différents, utilisés à travers le monde pour répondre à cette problématique. Finalement, les critères de qualité d'ajustement l'ont incité à retenir le « modèle N3²³ » de Dolan (Dolan, 1997) à partir duquel la table des valeurs françaises, présentée dans le tableau 5 suivant, a été déterminée.

²³ Le nom du modèle vient de la présence de la variable explicative nommée N3 qui indique s'il existe ou non au moins une des cinq dimensions de l'EQ-5D évaluée au niveau 3.

Etat de santé	Score	Etat de santé	Score	Etat de santé	Score	Etat de santé	Score	Etat de santé	Score
11111	1	13121	0.388	13321	0.200	31313	0.062	32132	-0.113
11112	0.910	22212	0.387	21223	0.199	32311	0.053	32222	-0.116
11121	0.888	11331	0.372	22131	0.193	13331	0.047	33212	-0.117
21111	0.845	21321	0.371	12231	0.192	21233	0.046	32213	-0.118
11211	0.844	22221	0.365	23211	0.190	23321	0.045	23133	-0.124
11122	0.798	31112	0.364	31131	0.189	32122	0.040	13233	-0.125
12111	0.788	11133	0.357	31221	0.186	33112	0.039	23223	-0.127
21112	0.755	21123	0.355	13123	0.184	22231	0.038	33131	-0.137
11212	0.755	11223	0.354	22312	0.181	32113	0.038	33221	-0.140
21121	0.733	12131	0.348	31312	0.176	31231	0.033	32322	-0.149
11221	0.732	23111	0.345	11333	0.168	13133	0.031	33312	-0.150
12112	0.698	13211	0.345	21323	0.167	23123	0.029	32313	-0.151
21211	0.689	31121	0.342	21232	0.160	13223	0.028	13333	-0.158
12121	0.675	12312	0.335	12331	0.160	33121	0.016	23323	-0.159
21122	0.643	11323	0.321	22321	0.158	21333	0.013	23232	-0.165
11222	0.642	21132	0.316	23311	0.157	22331	0.005	22233	-0.167
11311	0.638	11232	0.315	31321	0.154	31331	0.000	31233	-0.171
22111	0.633	12321	0.313	32112	0.152	32212	-0.004	33321	-0.172
12211	0.632	13311	0.312	13132	0.145	13323	-0.004	32231	-0.180
11113	0.622	21213	0.311	12133	0.144	23132	-0.010	33123	-0.188
21212	0.600	13122	0.299	23122	0.144	13232	-0.011	23332	-0.198
12122	0.586	31211	0.298	13222	0.143	22133	-0.011	22333	-0.199
21221	0.577	12123	0.297	22123	0.142	12233	-0.012	31333	-0.204
11131	0.561	13113	0.296	12223	0.142	23222	-0.012	32331	-0.212
11312	0.548	11332	0.283	23113	0.141	22223	-0.013	33132	-0.227
22112	0.543	21322	0.281	13213	0.140	23213	-0.015	32133	-0.228
12212	0.542	21313	0.279	31123	0.138	31133	-0.015	33222	-0.229
11321	0.526	22222	0.275	32121	0.130	31223	-0.018	32223	-0.230
22121	0.521	22311	0.270	33111	0.128	32131	-0.024	33213	-0.232
12221	0.520	31311	0.266	21332	0.128	32221	-0.026	33322	-0.262
11123	0.510	12132	0.259	13322	0.110	33211	-0.027	32323	-0.263
13111	0.500	23112	0.256	12323	0.109	32312	-0.037	33313	-0.264
21222	0.488	13212	0.255	13313	0.108	13332	-0.043	32232	-0.269
21311	0.483	22113	0.255	22132	0.104	12333	-0.044	23233	-0.280
22211	0.477	12213	0.254	12232	0.103	23322	-0.045	33231	-0.293
11132	0.471	31122	0.252	23212	0.100	22323	-0.046	32332	-0.302
21113	0.467	21231	0.250	31132	0.099	23313	-0.047	23333	-0.312
11213	0.466	31113	0.250	22213	0.099	31323	-0.051	33331	-0.325
31111	0.454	32111	0.242	31222	0.097	22232	-0.052	33133	-0.341
11322	0.436	13131	0.235	31213	0.094	31232	-0.057	33223	-0.344
11313	0.434	23121	0.233	32211	0.086	32321	-0.059	33323	-0.376
22122	0.431	13221	0.232	23131	0.080	33311	-0.060	33232	-0.382
12222	0.430	12322	0.223	13231	0.079	33122	-0.073	32233	-0.384
12311	0.425	13312	0.222	23221	0.078	32123	-0.075	33332	-0.415
13112	0.411	12313	0.221	12332	0.070	23231	-0.076	32333	-0.416
12113	0.409	21331	0.217	22322	0.068	33113	-0.076	33233	-0.497
21131	0.406	31212	0.209	23312	0.067	22332	-0.085	33333	-0.529
11231	0.405	21133	0.202	22313	0.066	31332	-0.089		
21312	0.393	11233	0.201	31322	0.064	23331	-0.108		

Tableau 5 : Table des valeurs françaises (source : Chevalier, 2010)

Une fois cette table des valeurs déterminée, l'obtention de scores de qualité de vie liée à la santé par âge en France nécessite la connaissance des états de santé EQ-5D retrouvés en moyenne par tranche d'âge au sein de la population française.

Ce travail a fait l'objet de l'étude ESEMeD (König et al, 2009) qui a interrogé un échantillon de 2 892 français, représentatif de la population nationale. Ils devaient renseigner leur état de santé EQ-5D actuel. Les principaux résultats de cette enquête sont présentés ci-dessous (Tableau 6) :

		Age														
		18-24		25-34		35-44		45-54		55-64		65-74		75+		
		n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	
Total																
	Mobility	No problems	227	98.4	492	96.7	610	93.1	556	93.1	313	80.0	213	67.8	93	53.9
	Some problems	6	1.6	18	3.3	44	6.5	53	6.8	82	20.0	104	31.6	76	45.0	
	Confined to bed	0	0.0	0	0.0	1	0.3	1	0.1	0	0.0	2	0.6	1	1.1	
Self-care	No problems	232	99.4	503	98.5	637	97.6	594	98.3	369	93.5	296	91.9	142	83.7	
	Some problems	1	0.6	6	1.4	17	2.4	15	1.5	26	6.5	21	7.4	25	13.3	
	Unable to	0	0.0	1	0.1	1	0.1	1	0.2	0	0.0	2	0.8	3	3.0	
Usual activities	No problems	228	96.4	487	96.3	605	92.7	565	94.3	339	84.7	265	82.1	114	68.2	
	Some problems	5	3.6	22	3.5	46	6.4	42	5.4	53	14.7	49	15.8	52	28.3	
	Unable to	0	0.0	1	0.2	4	0.9	3	0.3	3	0.7	5	2.0	4	3.5	
Pain/discomfort	No	193	81.4	389	80.0	450	67.2	398	66.8	211	55.1	146	45.5	67	37.7	
	Some	38	17.1	116	19.5	199	31.6	204	32.4	173	41.8	160	49.2	95	57.3	
	Extreme	2	1.5	5	0.5	6	1.1	8	0.8	11	3.2	13	5.3	8	4.9	
Anxiety/depression	No	206	87.5	438	85.8	549	83.4	516	86.0	322	83.0	279	87.6	147	85.0	
	Some	24	10.0	69	13.5	100	15.7	88	13.4	66	15.8	36	11.5	21	14.0	
	Extreme	3	2.6	3	0.7	6	0.9	6	0.6	7	1.2	4	0.9	2	1.1	

Tableau 6 : Proportion de problèmes de santé déclarés en France selon la dimension et l'âge (source : König et al, 2009)

Dans le tableau 6, les résultats de l'étude ESEMeD (König et al, 2009) montrent la proportion de déclaration de problèmes de santé dans chacune des cinq dimensions de l'EQ-5D, en fonction de l'âge. Une observation surprenante réside dans le fait que les 45/54 ans ont déclaré moins de problèmes de santé dans 4 des 5 dimensions de l'EQ-5D que les 35/44 ans. Cette observation semble être uniquement observée en France et conduit à un rebond du score de qualité de vie en passant de la tranche d'âge des 35/44 ans aux 45/54 ans comme le montre le tableau 7 issu de la combinaison (Szende et al., 2014) des travaux de Chevalier (Chevalier, 2010) et de l'étude ESEMeD.

	18 - 24	25 - 34	35 - 44	45 - 54	55 - 64	65 - 74	75+	Total
Score QALY moyen	0,948	0,946	0,913	0,922	0,853	0,81	0,735	0,892

Tableau 7 : Scores moyens de qualité de vie moyenne par âge de la population française* des années 2000 (source : Szende et al., 2014)

Le NICE a par ailleurs développé une méthodologie permettant de passer des valeurs de l'EQ-5D-3L à des valeurs pour l'EQ-5D-5L qui est aujourd'hui privilégié car jugé comme davantage précis (Van Hout et al., 2012). Des valeurs pour chacun des 3127 états de santé de l'EQ-5D-5L ont ainsi été estimées et sont accessibles sur le site Web de l'EuroQol :

Etat de Santé	Score	Etat de Santé	Score	Etat de Santé	Score	Etat de Santé	Score	Etat de Santé	Score
11111	1,000	21111	0,872	31111	0,845	41111	0,817	55521	-0,151
11112	0,929	21112	0,801	31112	0,774	41112	0,745	55522	-0,222
11113	0,910	21113	0,782	31113	0,755	41113	0,727	55523	-0,241
11114	0,769	21114	0,641	31114	0,614	41114	0,592	55524	-0,297
11115	0,622	21115	0,494	31115	0,467	41115	0,451	55525	-0,355
11121	0,910	21121	0,783	31121	0,755	41121	0,727	55531	-0,173
11122	0,839	21122	0,711	31122	0,684	41122	0,656	55532	-0,244
11123	0,820	21123	0,693	31123	0,665	41123	0,637	55533	-0,263
11124	0,679	21124	0,551	31124	0,524	41124	0,502	55534	-0,319
11125	0,532	21125	0,405	31125	0,377	41125	0,362	55535	-0,377
11131	0,888	21131	0,760	31131	0,733	41131	0,705	55541	-0,234
11132	0,817	21132	0,689	31132	0,662	41132	0,633	55542	-0,306
11133	0,798	21133	0,670	31133	0,643	41133	0,615	55543	-0,324
11134	0,657	21134	0,529	31134	0,502	41134	0,480	55544	-0,380
11135	0,510	21135	0,382	31135	0,355	41135	0,339	55545	-0,438
11141	0,757	21141	0,630	31141	0,602	41141	0,579	55551	-0,326
11142	0,686	21142	0,558	31142	0,531	41142	0,508	55552	-0,397

11143	0,667	21143	0,540	31143	0,512	41143	0,489	55553	-0,416
11144	0,560	21144	0,433	31144	0,405	41144	0,386	55554	-0,472
11145	0,449	21145	0,321	31145	0,294	41145	0,278	55555	-0,530

Tableau 8 : Extrait des valeurs françaises des états de santé de l'EQ-5D-5L dérivées des valeurs de l'EQ-5D-3L (source : EuroQol).

II. Valorisation du QALY et du DALY : différentes méthodes, différents résultats.

Dans cette deuxième section, les différentes méthodes de valorisation du QALY et du DALY vont être développées. Dans un premier temps, des explications relatives à la grande variabilité des estimations de la valeur du QALY vont être apportées. Dans un second temps, une méthode d'estimation de la valeur française du QALY sera développée.

II.1. Méthodes de valorisation du QALY et du DALY

Le consentement à payer varie selon un nombre fini de variables. Parmi elles, on compte les préférences, la contrainte budgétaire, l'altruisme et le degré d'utilisation du bien concerné (Pearce et Özdemiroglu, 2002). Le consentement à payer des entités publiques pour un QALY est en général nettement inférieur à la moyenne des consentements individuels. Une des principales raisons de cette différence est probablement la différence significative entre la somme des revenus individuels et le budget des entités publiques, par définition restreint par la somme des revenus des individus de la population, taxée seulement pour une petite partie. Une seconde origine des différences provient de la diversité des méthodes. La figure 7 présente un arbre synthétisant les principales méthodes d'estimation de la valeur d'un QALY :

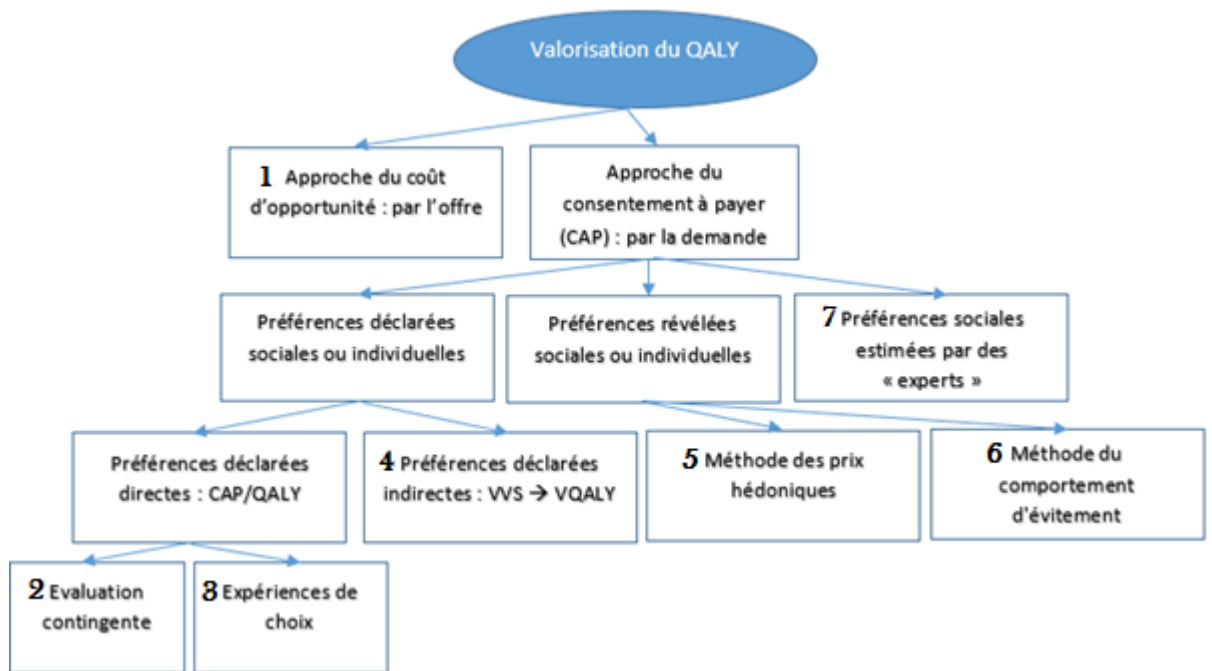


Figure 7 : Typologie des sept méthodes de valorisation du QALY

L'arbre de la figure 7 montre qu'il existe sept méthodes pour estimer la valeur du QALY : l'approche du coût d'opportunité, l'évaluation contingente sur les préférences déclarées directes, les expériences de choix sur les préférences déclarées directes, les préférences déclarées indirectes à partir de la VVS (avec plusieurs méthodes possibles pour estimer la VVS), la méthode des prix hédoniques, la méthode du comportement d'évitement et la méthode des préférences sociales estimées par des « experts ».

1 : L'approche par l'offre consiste à déterminer le rapport coût/efficacité en €/QALY pour lequel l'argent dépensé dans une intervention spécifique ne pourrait pas être utilisé dans une autre intervention où le coût par QALY serait plus bas. Cette approche constitue ainsi une mesure du coût d'opportunité. Elle peut être appliquée par divers procédés parmi lesquels le procédé des « League Tables » est le plus courant. Pour illustrer ce procédé, prenons un exemple fictif de détermination de la valeur du QALY dans un pays où le budget de santé de 100 millions d'euros doit être utilisé de manière optimale afin de gagner un maximum de QALYs à partir de 10 interventions indépendantes possibles et dont le financement est parfaitement divisible²⁴ :

²⁴ En réalité, il est souvent impossible de financer partiellement une intervention. Cette absence de divisibilité parfaite peut parfois conduire à financer des projets avec un coût global inférieur mais avec un moins bon rapport coût-efficacité.

Intervention	Coût (millions d'euros)	QALY gagnés
A	45	320
B	33	290
C	27	320
D	21	170
E	12	250
F	10	90
G	7	80
H	5	65
I	3	20
J	1	6

Tableau 9 : Interventions de santé fictives classées par ordre décroissant de coût total (source : travaux de l'auteur)

Intervention	Coût (millions d'euros)	QALY gagnés	Coût par QALY gagné (€)	Somme du budget dépensé	Classement	Décision de financement
E	12	250	48 000	12	1	Oui
H	5	65	76 923	17	2	Oui
C	27	320	84 375	44	3	Oui
G	7	80	87 500	51	4	Oui
A	45	500	90 000	96	5	Oui
F	10	90	111 111	100	6	Partiellement (40%)
B	33	290	113 793	/	7	Non
D	21	170	123 529	/	8	Non
I	3	20	150 000	/	9	Non
J	1	6	166 667	/	10	Non

Tableau 10 : Décision de financement parmi les interventions existantes selon le critère de coût d'opportunité (source : travaux de l'auteur)

Avec cette méthode, le seuil de coût-efficacité (SCE) est défini par l'offre en prenant le ratio coût par QALY de la dernière intervention financée. Avec cette approche, le coût d'un QALY est lié au coût d'opportunité et dépend donc en réalité, à la fois du budget du pays concerné et à la fois du panel d'interventions connues et donc des avancées scientifiques dans le domaine des interventions de la santé, dans ce pays. Dans le cas illustratif du tableau 9, le SCE est de 111 111€/QALY. Si le budget de santé augmentait de 1€, le gain en QALY serait de 0,000009. Cette valeur est appelée le « shadow price » ce qu'on peut traduire par « prix virtuel », et varie inversement avec le SCE. Il est possible de constater que le SCE dépend du budget de santé à partir de l'exemple. En effet, si le budget était réduit à 96 millions d'euros (-4M€), l'intervention F ne serait plus financée et le SCE serait alors de 90 000€/QALY soit le coût par QALY de l'intervention A. De même, une augmentation du budget de santé supérieure à 6 millions d'euros (budget supérieur à 106M€) ferait passer le SCE de 111 111€/QALY à 113 793€/QALY, c'est-à-dire le coût par QALY de l'intervention B. Par ailleurs, si une nouvelle intervention d'un coût inférieur à 100 millions d'euros et avec un coût-efficacité inférieur à 111 111€/QALY était découverte, alors l'allocation du budget, qui était optimale, sera modifiée et le coût du QALY diminuerait pour atteindre le coût de la dernière intervention financée. Cette situation est illustrée dans le tableau 10 avec la nouvelle intervention K.

Intervention	Coût (millions d'euros)	QALY gagnés	Coût par QALY gagné (€)	Ancien classement	Nouveau Classement	Décision de financement
E	12	250	48 000	1	1	Oui
H	5	65	76 923	2	2	Oui
C	27	320	84 375	3	3	Oui
G	7	80	87 500	4	4	Oui
A	45	500	90 000	5	6	Oui partiellement (53%)
F	10	90	111 111	6	7	Non
K	25	285	87 719	-	5	Oui

Tableaux 11 : Nouvelle allocation du budget de santé dans le cas de l'introduction d'une intervention avec un coût-efficacité inférieur au seuil de coût-efficacité antérieur.

Dans notre exemple, l'introduction de l'intervention K dont le coût est de 25 millions et le ratio coût-efficacité est de 87 719€/QALY, l'intervention F n'est plus financée et l'intervention A n'est financée qu'à 53%. Ainsi, le SCE passe de 111 111€/QALY à 90 000€/QALY. A partir de cet exemple fictif, deux variables corrélées avec le seuil de coût-efficacité ont été identifiées :

- Le budget de santé a une corrélation positive avec le seuil de coût-efficacité. Plus le budget augmente, plus l'Etat va pouvoir financer des interventions avec de moins bons rendements en coût par QALY gagné. A l'inverse, plus le budget de santé diminue, plus l'Etat va devoir restreindre ses financements, ce qui va réduire le ratio coût par QALY de la dernière intervention financée.
- Le degré des avancées scientifiques dans le domaine des interventions de la santé a une corrélation négative avec le seuil de coût-efficacité. Plus, des avancées sont réalisées, plus il existe d'interventions de santé avec des faibles ratios coût par QALY gagné. Ainsi, le rendement en coût par QALY gagné de la dernière intervention baisse.

2 : L'évaluation contingente consiste à demander un consentement à payer (ou à recevoir) pour accéder (ou renoncer)²⁵ à un bien à évaluer. Dans notre cas, il s'agit de valoriser des QALYs, c'est-à-dire soit de la qualité de vie, soit de l'extension de vie soit un mixte des deux.

3 : Les expériences de choix évaluent les préférences des individus à l'aide d'arbitrages successifs réalisés dans un contexte expérimental. Dans le contexte de l'évaluation de la valeur monétaire d'un QALY, les arbitrages se font à partir de plusieurs attributs dont au moins un attribut monétaire et un attribut lié à l'indicateur QALY. Cette méthode a d'ailleurs été utilisée dans le cadre du projet VALOR détaillé dans le chapitre 2 pour estimer la Valeur de la Vie Statistique (VVS) et la valeur du blessé grave.

4 : Estimer les préférences déclarées indirectes à partir de la VVS consiste à déduire, grâce à une série d'hypothèses puis de calculs (Hirth, 2000), la valeur d'une année de vie en bonne santé à partir de la VVS. Cette méthode a été utilisée en France dans le rapport Quinet (Quinet, 2013) pour estimer la valeur de l'année de vie à 115 000 euros, dans le projet Vasem (Carnis et al., 2018) pour estimer la valeur du QALY à 112 000 euros à partir de la VVS estimée dans le cadre du groupe Quinet (Quinet, 2013) et dans cette thèse pour estimer la valeur du QALY à partir de la VVS estimée dans VALOR (Schoeters et al., 2021).

5 : La méthode des prix hédoniques tirée des travaux de Rosen (1974) et Lucas (1975, 1977) repose quant à elle sur le principe selon lequel le prix d'un bien ou un service dépend des caractéristiques qui le composent. Ainsi, en isolant les différentes caractéristiques d'un véhicule de transport, on peut déterminer le prix associé aux équipements de sécurité. Puis si l'on connaît le nombre de QALYs gagnés grâce à ces derniers, on peut en déduire la valeur du QALY.

6 : La méthode du coût d'évitement ou des dépenses de protection se rapproche de la méthode des prix hédoniques et consiste à déterminer le consentement à payer pour un bien en observant les changements de comportement à l'arrivée d'une nuisance. Par exemple (Starkie et Johnson, 1975), investir dans du double vitrage suite à l'ouverture d'un aéroport à

²⁵ Les méthodes de consentements à payer et à recevoir sont ici regroupées dans la même méthode mais il faut noter qu'elles aboutissent généralement à des résultats différents avec des valeurs systématiquement supérieures pour le consentement à recevoir par rapport au consentement à payer (OCDE, 2007).

proximité de son domicile traduit que le prix de l'isolation acoustique est inférieur ou égal au coût engendré par la nuisance sonore. Si on arrive à déterminer le nombre de QALY gagnés grâce au double vitrage, on peut en déduire une valeur du QALY.

7 : La méthode des préférences sociales estimées par des « experts » se base, comme son nom l'indique, sur la détermination d'une valeur du QALY par des groupes d'expert. A titre indicatif, l'OMS (OMS, 2001) a recommandé l'utilisation d'une valeur du QALY comprise entre une fois et trois fois le PIB/habitant du pays concerné. Avec un PIB par habitant de 31 500€₂₀₂₀ en 2020, la valeur française du QALY serait comprise entre 63 000 euros et 94 500 euros selon cette méthode.

Bien que le QALY ait pour ambition d'être un indicateur synthétique de santé qui combine la mesure de l'utilité associée à de la qualité de vie et à de la durée de vie, l'hypothèse selon laquelle tous les QALY sont équivalents²⁶ a été réfutée ces dernières années avec notamment les travaux récents de Gu et ses coauteurs (2015) et de Lancsar et ses coauteurs (2020). Gu et ses coauteurs (2015), à partir d'une revue systématique des études sur les préférences déclarées par rapport à des gains de santé, a mis en exergue le fait que la valeur sociale d'un QALY variait selon les caractéristiques individuelles telles que l'âge, la sévérité de l'état de santé améliorable ou le statut socio-économique. Chacune des différentes approches répond à des questions spécifiques et les valeurs obtenues par une méthode donnée dans un contexte particulier ne peuvent pas être appliquées partout (Gyrd-Hansen D. et Kjær T., 2012). Dans leurs travaux, Lancsar et al. (2020) ont étudié les préférences vis-à-vis de 4 types²⁷ de QALY :

- type 1 : Les QALY associés à une extension de vie uniquement.
- type 2 : Les QALY associés à un gain de qualité de vie uniquement.
- type 3 : Les QALY associés à une combinaison d'extension de vie et de qualité de vie.
- type 4 : Les QALY associés à une extension de vie et une perte de qualité de vie.

Chacun de ces types de QALY est associé à une utilité différente qui est fonction de caractéristiques observables telles que l'âge, l'état de santé et l'espérance de vie de base, entre autres. Globalement, le QALY de type 3 est le meilleur du point de vue de l'utilité sociale tandis que le QALY de type 4 est le moins apprécié. Contrairement aux résultats de Mason et al. (2009), de Ryen et Svensson (2014) et de Pennington et al. (2015), ces travaux n'ont pas montré de différences significatives entre les QALY associés à un gain de qualité de vie (type 2) et les QALY associés à une extension de vie (type 1). Cependant, les auteurs ont repéré des caractéristiques qui font varier les préférences sociales. Par exemple, il a été identifié que lorsque le niveau de qualité de vie de la personne confrontée à différents traitements est très bas, le QALY de type 2 devient le préféré. Bien que les divers travaux montrent des résultats qui ne convergent pas tous sur l'existence de disparités entre les QALY de type 1 et le QALY de type 2, il faut être prudent lorsqu'on utilise la valeur d'un QALY issu d'une VVS, qui est de

²⁶ La citation « a QALY is a QALY is a QALY » de Weinstein (Weinstein, 1988) a souvent été citée dans la littérature.

²⁷ Les auteurs ont a priori choisi de ne pas étudier le 5^{ème} type de QALY possible, sans justifier, associé à un gain de qualité de vie mais une perte de durée de vie.

type 1 car imputable à une durée de vie, pour valoriser les QALY d'une blessure évitée, qui est de type 2 la majeure partie du temps puisque c'est la qualité de vie qui est particulièrement impactée).

II.2. Estimation de la valeur du QALY pour la mesure du coût humain de l'insécurité routière

La précédente section a montré qu'il existe une multitude d'approches permettant l'estimation de la valeur d'une unité de QALY. Chacune de ces méthodes peut conduire à des estimations différentes, d'autant plus quand le contexte de valorisation est très variable. Afin d'estimer une valeur de référence pour le QALY gagné en sécurité routière, il apparaît judicieux de se baser sur la Valeur de la Vie Statistique (VVS) estimée à partir du consentement à payer pour réduire un risque de décès de la route. Ainsi, l'estimation effectuée dans cette section est dérivée de la VVS estimée dans le chapitre 2, sur la base d'une approche de consentement à payer sur les préférences déclarées de conducteurs Français faisant des arbitrages de choix d'itinéraires routiers.

II.2.1. Présentation de la méthode utilisée

La méthode permettant d'obtenir une estimation de la valeur d'une unité de QALY à partir de la VVS apparaît dans la littérature dès 2000 (Hirth et al., 2000) avec une équation décomposant la VVS comme une somme de valeurs actualisées d'années à vivre, pondérées par la qualité :

$$VVS = \sum_{age=i}^{age=i+n} \frac{QALY_{age}}{(1+\delta)^{age-i}} \times VQALY$$

Où i doit correspondre à l'âge moyen du tué sur les routes dans le pays concerné (40 en France) et n à l'espérance de vie restante moins la première année après le décès de l'individu d'âge moyen, s'il n'était pas décédé (ordre de grandeur de 40 années retenu en France). $QALY_{age}$ est le score QALY moyen de l'individu du pays concerné à chaque âge de i à $i+n$ et $VQALY$ est la valeur d'une unité de QALY, c'est-à-dire le résultat cherché. δ correspond au taux d'actualisation constant²⁸ choisi pour le pays concerné. Il traduit la préférence des individus pour le présent et a été fixé à 2,5% (taux sans risque) en France lors de la commission Quinet (Quinet, 2013).

Une des pistes suivies par les travaux évoqués dans le rapport Quinet (Quinet, 2013) était d'engager des travaux pour obtenir la table de référence permettant d'obtenir la qualité

²⁸ Un taux d'actualisation constant suppose que le taux marginal de substitution entre les utilités liées à la qualité de vie en deux moments différents ne dépend que de l'écart entre ces deux moments. Cette actualisation est dite exponentielle et cette hypothèse est la plus souvent posée dans les modèles économiques, en raison de sa simplicité. Cependant, il existe d'autres formes d'actualisation avec davantage de confirmations empiriques comme l'actualisation hyperbolique et l'actualisation sous-additive (McDonald et al., 2017).

de vie moyenne à chaque âge. Au moment de la commission Quinet, la table de référence française n’existait pas encore et les experts du groupe Quinet ont par conséquent uniquement estimé la valeur de l’année de vie, à partir de la VVS, en posant l’hypothèse forte de la constance de la valeur de l’année de vie avec l’âge conduisant à résoudre l’équation simplifiée suivante résultant, pour une VVS de 3 millions d’euros, à une valeur de l’année de vie (VAV) de 115 000 euros :

$$VVS = \sum_{age=40}^{age=80} \frac{VAV}{(1 + \delta)^{age - 40}}$$

L’absence de la table de référence en question a fait que certains travaux ont posé l’hypothèse selon laquelle la valeur d’une année de vie égalait la valeur d’une unité de QALY (Quinet, 2013). Cette hypothèse posée entraîne logiquement une sous-estimation de la valeur du QALY et une sous-estimation de la rentabilité des projets visant à gagner des QALY, puisque la valeur d’une année de vie de qualité parfaite (1 QALY) est par définition supérieure ou égale à la valeur d’une année de vie. Comme détaillé dans la section 1.2.5. sur le fonctionnement de l’EQ-5D, il a fallu attendre la contribution de Szende et ses coauteurs (2014) basée sur une combinaison des travaux d’analyse économétrique de la thèse de Chevalier (Chevalier, 2011) et des travaux d’enquête de l’étude ESEMeD (König et al., 2009) pour obtenir la table de référence française présentée dans le tableau 11.

	18 - 24	25 - 34	35 - 44	45 - 54	55 - 64	65 - 74	75+	Total
Score QALY moyen	0,948	0,946	0,913	0,922	0,853	0,81	0,735	0,892

Tableau 12 : Scores de qualité de vie moyens par âge de la population française des années 2000 (source : Szende et al., 2014)*

* Les mineurs n’ont pas de score QALY parce que la version de l’EQ-5D utilisée dans l’étude ESEMeD n’est pas adaptée aux enfants et adolescents.

Grâce à cette table, il est dès lors possible de résoudre la première équation proposée par les travaux de Hirth et ses coauteurs (2000) et d’obtenir une première estimation de la valeur du QALY. Ce procédé a été appliqué dans les travaux de Téhard et ses coauteurs (2020) et ont conduit à l’estimation d’une valeur du QALY comprise entre 147 093 € et 201 398 €. Dans ces travaux, un problème réside dans le fait qu’en exprimant la VVS comme la somme actualisée de valeurs d’années de vie espérées et pondérées par la qualité, on obtient une valeur du QALY qui englobe les mêmes dimensions que la VVS, c’est-à-dire le coût humain et la perte de consommation (voir figure 8). Ceci n’est pas correct. En effet, la valorisation du QALY a pour but de valoriser le coût humain de la morbidité routière seulement, alors que la VVS déterminée à partir du consentement à payer est composée à la fois d’une part immatérielle, à savoir la valorisation de la qualité de vie en bonne santé et à la fois d’une part matérielle, à savoir la consommation durant les années de vie (Wijnen, 2009). En

conséquence, pour Téhard et al. (2000), la perte d'une année de vie conduit à cumuler le coût associé à la valeur d'année de vie en bonne santé et la consommation qui aurait été réalisée sur cette période. Cette lacune est de plus soulignée par le fait que L'EQ-5D qui a servi à obtenir les scores de QALY par âge, comme les autres indicateurs permettant de les estimer (cf. tableau 12), ne contient aucune dimension directement relative à la capacité de consommer. Par conséquent, la perte de consommation du tué sur la route prise en compte dans la VVS doit être retranchée pour obtenir une valeur du QALY ne contenant que le coût humain. Il faut donc transformer la première équation obtenue de la contribution des travaux de Hirth et al. (2000) :

$$VVS - PC = CH = \sum_{age=40}^{age=79} \frac{QALY_{age}}{(1 + \delta)^{age - 40}} \times VQALY \quad (1)$$

où PC et CH représentent respectivement la perte de consommation et le coût humain du tué de la route à 40 ans.



Figure 8 : Relation entre VVS, perte de consommation et coût humain (source : adapté de Wijnen, 2009)

Indicateur	EQ-5D	HUI2	HUI3	SF-6D	QWB
Nombre de domaines	5	6	8	6	4
Domaines communs	-	-	-	Fonctionnement physique	Activité physique
	Mobilité	Mobilité	Déambulation	-	Mobilité
	Anxiété/Dépression	Emotion	Emotion	Emotion	-
	-	Cognition	Cognition	-	-
	Douleur/Inconfort	Douleur	Douleur	Douleur corporelle	-
	Autonomie	Autonomie	-	-	Autonomie

Domaines uniques	Activités usuelles	Sensation	Vision	Fonctionnement social	Symptômes aigus et chroniques
	-	-	Audition	Santé mentale	-
	-	-	Parole	Vitalité	-
	-	-	Dextérité	-	-

Tableau 13 : Synthèse présentant les différentes dimensions évaluées par des indicateurs de qualité de vie (source : adapté de Pereira et al., 2010 par Le Corre, 2016)

II.2.2. Calcul de la perte de consommation moyenne et de la valeur du QALY

Pendant longtemps, la méthode de capital humain introduite en France dans les années 1960 (Rice, 1967) a servi à valoriser l'évitement d'un décès en estimant les productions qu'un individu aurait générées s'il n'était pas décédé. Cette méthode a fait l'objet de nombreuses critiques dans son utilisation première mais demeure toujours recommandée en complément de la méthode de consentement à payer pour valoriser les pertes de production (SafetyCube D3.2, 2017, p 31) et les pertes de consommation.

Dans un monde idéal, le calcul de la perte de consommation des tués sur la route se ferait à partir des consommations françaises individuelles par âge de 40 ans à 80 ans et des taux de croissance associés sur 40 années mais l'Insee ne dispose pas de données aussi précises. Pour remédier à cela, un procédé simplifié utilisé dans d'autres études a été utilisé. Il consiste à résoudre l'équation suivante :

$$PC = \sum_{age=40}^{age=79} C \times \left(\frac{1+g}{1+\delta} \right)^{age-40}$$

où C est la consommation moyenne des ménages par habitant en 2019²⁹ (24 876 €₂₀₁₉), g est le taux de croissance potentielle³⁰ estimé par le Gouvernement dans le Programme de Stabilité 2021-2027 à 1,35% et δ le taux d'actualisation retenu (2,5%).

Le tableau 13 présente les résultats de l'application de l'équation avec différentes hypothèses sur les taux g et δ :

²⁹ En 2019, la consommation des ménages était estimée à 1668,2 milliards d'euros par l'Insee et on dénombrait 67,06 millions d'habitants.

³⁰ La croissance potentielle estime dans un pays donné, compte tenu des facteurs de production disponibles, le volume de production qui peut être réalisé sans créer de tensions sur les prix. Le taux de croissance potentielle varie en fonction des compétences et de l'importance de la population active et de la quantité et de la qualité des investissements fait par l'Etat et les entreprises.

Hypothèse	δ	g	Perte de consommation	Coût humain (VVS = 5,3 M€*)
Compensation des taux**	x	x	995 040 €	4,3 M€
Taux rapport Quinet	2,5	1,35	805 315 €	4,5 M€
Taux rapport Lebègue***	4	1,35	628 582 €	4,7 M€

*Cette VVS est tirée du projet international VALOR estimant la VVS à partir d'une approche de consentement à payer sur les préférences déclarées.

** Dans certaines études, compte tenu de l'incertitude de l'évolution à moyen terme et à long terme des taux de croissance et d'actualisation, il est posé l'hypothèse que ces deux taux à effets opposés (le taux de croissance augmente les flux futurs et le taux d'actualisation les diminue) se compensent.

*** A la demande du Premier ministre Jean-Pierre Raffarin et dans la continuité des décisions du Comité interministériel d'aménagement et de développement du territoire (CIADT, réunion du 18 décembre 2003), le Commissariat général du Plan a lancé des démarches de révision du taux d'actualisation en regroupant un groupe d'experts présidé par Daniel Lebègue qui a conduit à la publication du rapport Lebègue en 2005 (Lebègue, 2005) et la préconisation de l'utilisation d'un taux d'actualisation de 4%.

Tableau 14 : Calcul de la perte de consommation et du coût humain du tué de la route en France en 2019

Il est important de mentionner que la VVS utilisée pour décomposer le coût humain et la perte de consommation du tué de la route n'est pas la VVS tirée du rapport Quinet (Quinet, 2013) qui est utilisée comme référence pour valoriser le décès de la route depuis 2013. La valeur de 5,3 millions d'euros est tirée du projet international VALOR estimant la VVS à partir d'une approche de consentement à payer sur les préférences déclarées. Ce projet, dont j'ai été l'un des principaux contributeurs, fait l'objet du chapitre 2.

Une première observation logique qui peut être tirée du tableau 13 est que le ratio g/δ est corrélé positivement avec la perte de consommation et donc corrélé négativement à la valeur du coût humain du tué. Cela revient à dire que plus le taux de croissance de la consommation est faible par rapport au taux d'actualisation, moins importante est la perte de consommation du tué et donc que le coût humain augmente.

Par ailleurs, les résultats obtenus permettent de calculer la valeur du QALY non plus à partir de la VVS de Quinet estimée à 3,221 m€ qui contenait la perte de consommation du tué, mais à partir du coût humain du tué uniquement déduit de la VVS estimée dans VALOR à 5,3 M€. Ce dernier est compris, selon l'hypothèse retenue sur les taux, entre 4,3 M€ et 4,7 M€, avec une valeur de 4,5 M€ avec l'actualisation du rapport Quinet à 2,5 % et le taux de croissance de 1,35 %.

II.2.3. Relation entre la qualité de vie liée à la santé et l'âge

L'obtention de la table de référence (tableau 12) et l'estimation de la VVS française dans VALOR, a permis de passer de la valorisation d'une valeur de l'année de vie du rapport Quinet (Quinet, 2013) à la valorisation d'une année de vie en bonne santé (QALY) dans les travaux de thèse. La première étape de cette valorisation consiste à déterminer une méthode permettant de passer des valeurs de la table de référence à l'estimation des scores de qualité de vie par âge ($QALY_{age}$) des Français de 40 ans à 80 ans afin de résoudre la formule introduite à la page 61.

L'association des scores QALY et des centres de classe d'âge du tableau de référence (tableau 12), a donné 7 points de la relation entre l'âge et la qualité de vie des français :

(21 ; 0,948), (30 ; 0,946), (40 ; 0,913), (50 ; 0,922), (60 ; 0,853), (70 ; 0,81) et (80 ; 0,735)³¹

Avant d'interpoler la fonction traduisant la relation entre QALY et âge, il faut noter que le point (50 ; 0,922) est aberrant. En effet, dans la table de référence française issue de l'étude ESEMeD (tableau 11), le passage de la tranche d'âge 35-44 à la tranche d'âge 45-54 s'accompagne d'une hausse du score QALY de 0,913 à 0,922 ce qui est contestable car contradictoire avec la littérature scientifique sur le sujet (Grossman, 1972 – McFadden, 2005, 2008) et avec le fait que pour les 24 autres pays dans lesquelles la qualité de vie liée à la santé a été étudiée de manière similaire (Szende et al., 2014), la décroissance du score QALY est stricte tout au long de la vie. Dans l'étude ESEMeD (König, 2009), il peut être observé que bien que l'évolution des scores tirés de l'échelle visuelle analogique de l'échantillon de la population française soit décroissante d'une tranche d'âge à l'autre tout au long de la vie, il se trouve que les répondants de la tranche d'âge 35-44 ans ont rapporté davantage de problèmes dans quatre des cinq dimensions de l'EQ-5D que les 45-54 ans³², ce qui entraîne ce rebond intrigant du score de qualité de vie liée à la santé. L'existence d'un point aberrant peut-être une source de biais non négligeable dans l'interpolation³³ ce qui nous a conduit à faire l'ajustement non pas uniquement sur les 7 points de la table de référence mais aussi sur les 6 points cohérents plus un remplacement du septième point aberrant par son estimation par régression linéaire. La correction du point aberrant fait passer le score de qualité de vie liée à la santé à 50 ans de 0,922 à 0,8756. Le tableau 14 présente la table de référence française suite à cet ajustement.

³¹ Ici, l'abscisse des coordonnées de chaque point représente l'âge et l'ordonnée représente le score de qualité de vie associé.

³² Cette observation n'est présente dans aucun des autres pays de l'étude ESEMeD (König, 2009).

³³ Il faut noter que cette correction n'entraîne qu'une variation de résultats inférieure à 1,5 % quelles que soient les méthodes d'interpolation utilisées.

	18 - 24	25 - 34	35 - 44	45 - 54	55 - 64	65 - 74	75+	Total
Score QALY moyen	0,948	0,946	0,913	0,8756	0,853	0,81	0,735	0,892

Tableau 15 : Scores moyens de qualité de vie par âge, corrigé pour les 45-54 ans, de la population française des années 2000 (source : Adapté de Szende et al., 2014)

Pour interpoler la fonction de la relation entre score de qualité de vie liée à la santé et vieillissement, nous avons utilisé une interpolation linéaire, une interpolation linéaire par morceaux et une interpolation polynomiale. L'interpolation polynomiale a été retenue du fait d'une performance statistique supérieure. Il faut noter que ces différentes méthodes conduisent à des résultats très proches puisque les valeurs de QALY obtenues varient de moins de 1,5 % de la méthode conduisant aux estimations les plus hautes à celle conduisant aux estimations les plus basses. L'interpolation polynomiale présente également l'avantage conséquent de permettre, contrairement aux interpolations linéaires, de donner une forme concave décroissante à la relation QALY/âge ce qui est conforme à la littérature scientifique qui affirme que l'état de santé d'une personne se détériore de plus en plus à mesure que son capital santé s'amenuise (Grossman, 1972 – McFadden, 2005, 2008). Par ailleurs, l'interpolation retenue est d'ordre 2. L'équation obtenue et les résultats associés en appliquant celle-ci dans la formule de la page 60 sont les suivants :

$$QALY(age) = -0,0000453age^2 + 0,001052age + 0,9475$$

Valorisation	VVS (en €2020)	Coût humain du tué (en €2020)	Coût humain du tué (en QALY)	Valeur du QALY (1)* (en €2020)	Valeur du QALY (2)** (en €2020)
Actualisation et croissance					
$\delta = 2,5$ et $g = 1,35$	5 300 000	4 500 000	22,06	203 748	240 254
$\delta = 4$ et $g = 1,35$		4 700 000	17,81	262 292	297 586
$\delta = g = 1,35$		4 300 000	26,99	159 502	196 369
$\delta = g = 2,5$		4 300 000	22,06	195 148	240 254
$\delta = g = 4$		4 300 000	17,81	241 716	297 586

Tableau 16 : Estimation de la valeur du QALY après l'interpolation polynomiale

II.2.4. Estimation de la valeur du QALY

Après avoir valorisé le coût humain CH du tué de la route et après avoir déterminé la relation entre qualité de vie liée à la santé et âge $QALY_{age}$, il est possible d'estimer la valeur du QALY puisque toutes les inconnues de l'équation suivante sont connues :

$$CH = \sum_{age=40}^{age=79} \frac{QALY_{age}}{(1 + \delta)^{age - 40}} \times VQALY$$

Sur l'intervalle [40 ; 80], la fonction $QALY(age)$ est strictement décroissante et concave ce qui est conforme à la littérature et vérifié empiriquement. En partant du coût humain du tué, de l'hypothèse d'un taux d'actualisation de 2,5 % et d'un taux de croissance potentielle de 1,35 %, l'estimation de la valeur d'un QALY a été estimée à 203 748 euros. En partant de la VVS comprenant la perte de consommation et des mêmes hypothèses, la valeur du QALY a été estimée à 240 254 euros. Si l'on considère les valeurs d'actualisation du rapport Lebègue (4 %), les valeurs estimées sont de 262 292 euros en partant du coût humain du tué et de 297 586 euros en partant de la VVS. Il est important de garder à l'esprit que ces valeurs sont très sensibles au taux d'actualisation puisqu'une variation positive du taux d'actualisation de 1,5 % entraîne une hausse de l'estimation d'un peu plus de 28 % ce qui souligne l'importance d'utiliser un taux d'actualisation réaliste.

Les hypothèses sous-jacentes à l'estimation de la valeur du QALY qui semblent les plus légitimes sont celles où on part du coût humain du tué (Wijnen et al., 2009), où on actualise les QALYs futurs à 2,5 % (Quinet, 2013) et où le taux de croissance de la consommation est à 1,35 %, c'est-à-dire le taux de croissance potentielle estimé par le Gouvernement. Avec ces hypothèses, l'estimation de la valeur du QALY est de 203 748 euros. Cette valeur peut paraître élevée comparée à d'autres valeurs de références. Ainsi, la valeur de l'année de vie estimée dans le rapport Quinet (Quinet, 2013) était de 115 000 euros. Le seuil de coût-efficacité en Angleterre est compris en 20 000 et 30 000 Livres sterling et celui aux Etats-Unis entre 50 000 et 100 000 \$. De plus, en considérant les recommandations de l'OMS de prendre une valeur du QALY égale à entre un et trois PIB/habitant, alors la valeur devrait être comprise entre 33 690 euros et 101 070 euros. Cependant, il existe deux explications potentielles au niveau élevé de notre estimation. Premièrement, notre valeur du QALY est tirée d'une Valeur de la Vie statistique ce qui fait que le QALY considéré est composé principalement d'extension de vie et non de qualité. Or, les sections précédentes ont montré que ce type de QALY est associé aux consentements à payer les plus élevés. De plus, la VVS utilisée concerne le domaine des transports et les travaux de Biaisque (2011) ont montré que les consentements à payer pour réduire des risques mortels en transport sont supérieurs aux consentements à payer pour éviter des risques mortels en santé ou en environnement. Ainsi, la valeur du QALY estimée dans ce chapitre peut être utilisée comme valeur de référence, mais principalement dans le cadre de projet évitant des décès de la route.

Chapitre 2 : Estimation du coût humain du tué et des blessés de la route à partir de données françaises

Dans ce deuxième chapitre, il s'agit de présenter les méthodes et les travaux développés dans le cadre d'un projet européen nommé VALOR. Ce projet de recherche est la première initiative dans laquelle des chercheurs de quatre pays Européens : France, Belgique, Allemagne, Pays-Bas ; ont collaboré pour développer une méthodologie commune dans le but d'estimer la Valeur de la Vie Statistique (VVS) et la Valeur du Blessé Grave (VBG). Cette étude est décrite en détail dans la section I. Elle a pris la forme d'une enquête en ligne et a permis de développer une méthode de choix discrets estimant les dispositions à payer pour réduire un risque de décès ou de blessure grave dans le cadre de choix d'itinéraires autoroutiers. Elle a par ailleurs permis d'estimer des valeurs du temps qui permettent de valider la qualité du design expérimental grâce à la proximité entre les valeurs estimées et celles de la littérature.

Les enjeux de l'estimation le VVS et de la VBG dans quatre pays européens sont doubles. Premièrement, ces valeurs sont au cœur de l'estimation du coût de l'insécurité routière car elles contiennent la majeure partie des coûts humains qui pèsent, selon la littérature, autour des deux tiers du coût total (Wijnen et al., 2017). La connaissance de ces valeurs permet ainsi de mieux prioriser les investissements. Deuxièmement, la VVS et la VBG sont indispensables aux analyses coûts-avantages en sécurité routière ou pour les projets d'infrastructures ayant des conséquences sur la sécurité. Des estimations de ces valeurs existent aujourd'hui, mais elles reposent sur des consensus et des méthodes de transfert de valeurs appliquées à des données agrégées non françaises (Quinet, 2013).

I. Présentation générale de l'étude visant à estimer les valeurs du blessé grave et du décès évités

Au cours de la thèse, j'ai été fortement impliqué dans une étude Internationale nommée VALOR. Cette étude a permis de fournir de nouvelles valeurs du temps, du blessé et du tué qui ont déjà été reprises dans le bilan de l'insécurité routière de l'année 2020 (ONISR, 2021). Ces résultats seront aussi probablement utilisés par les décideurs pour l'évaluation socio-économique des projets d'investissement en sécurité routière. Dans ce projet européen, j'ai eu la charge de développer le design expérimental en proposant le nombre et la valeur des niveaux d'attributs, le choix du nombre de scénarios et de blocs. J'ai aussi mis en place des méthodes pour tester les comportements lexicographiques et non cohérents. De plus, j'ai conduit l'ensemble des modélisations économétriques. Pour chacune de ces tâches j'ai bénéficié d'encadrement et des avis de la part des partenaires. Les différentes sections de ce chapitre présentent l'ensemble du processus de cette étude, de son lancement jusqu'aux résultats obtenus pour la France.

I.1. Contexte de l'étude

L'étude VALOR est la première initiative de recherche à laquelle ont participé des chercheurs de Belgique, de France, d'Allemagne et des Pays-Bas pour estimer la VVS (valeur de la vie statistique), la VBG (valeur du blessé grave) au sens MAIS3+ et la VT (valeur du temps) en appliquant une méthode commune. L'objectif principal de cette étude est de valoriser l'évitement des décès ou des blessures graves résultant des accidents de la route.

Pour atteindre cet objectif, une étude préparatoire (Wijnen et al., 2019) a répertorié les méthodes permettant de valoriser les préférences des individus. À la suite de ces travaux d'investigation, le choix a été fait d'opter pour la méthode des choix discrets (MCD, par opposition à la méthode d'évaluation contingente) qui s'intéresse aux « préférences déclarées » (par opposition « aux préférences révélées »). Ce choix s'inscrit dans l'évolution des pratiques scientifiques dans ce champ de la recherche, puisque depuis le début des années 2000, la méthode des choix discrets est privilégiée à l'évaluation contingente et apparaît comme la plus appropriée, comme l'atteste la comparaison du nombre de publications et de citations en la matière (Mathieu et al., 2014). La MCD est une méthode basée sur les préférences déclarées vis-à-vis d'attributs multiples et a été introduite par Louvière et Hensher (Louvière et Hensher, 1982) notamment pour la recherche en transports. La MCD est une méthode de modélisation des choix qui respecte les hypothèses de la théorie du bien-être et est dérivée de la théorie sur les caractéristiques de la valeur de Lancaster (Lancaster, 1966) qui suppose que tout bien peut être décrit par un ensemble d'attributs et les niveaux qu'ils sont susceptibles de prendre. En se basant sur le concept d'utilité aléatoire, la MCD consiste à confronter les répondants successivement à des scénarios distincts dans lesquels il s'agit de choisir une des alternatives (généralement deux ou trois) qui varient selon les attributs et ou leurs niveaux proposés. En faisant varier les niveaux d'attributs dans les scénarios successifs et en introduisant un attribut monétaire, le coût notamment, il est possible de déduire des choix individuels une disposition à payer pour la variation de chacun des attributs non monétaires, qu'on appelle généralement prix implicite. Ainsi, si dans un modèle de choix discret, on introduit un attribut associé à une probabilité de décès et un attribut monétaire, on pourra estimer une disposition moyenne pour éviter un décès. Afin d'obtenir la meilleure estimation possible, il convient d'élaborer un design expérimental de qualité et de choisir le modèle économétrique le plus approprié. Il a ainsi été envisagé de proposer une succession de scénarios composés de deux itinéraires allant du même point de départ au même point d'arrivée et variant uniquement sur la durée de trajet, le coût, le risque de décès et le risque de blessure grave. La prochaine section aborde la question de la modélisation dans le cadre de l'utilisation de la méthode de choix discrets.

I.2. Modèle Logit Multinomial (MLM) et Modèle Logit Multinomial Mixte (MLMM)

Dans le cadre du modèle de choix de McFadden (McFadden, 1974), le modèle logit multinomial (MLM) a longtemps été privilégié. Celui-ci, nous a permis de faire une première estimation des consentements à payer pour le temps, pour le risque d'être blessé grave et pour le risque d'être tué. Cependant, de nombreux travaux de recherche ont montré que ce modèle était surclassé en différents points par le modèle logit multinomial mixte (MLMM, Hensher et al., 1999 ; Louviere et al., 2000 ; Train, 2003 ; Jones and Hensher 2004 ; Hensher et al., 2005), dont l'utilisation croissante ces 40 dernières années a été permise par l'apparition de la simulation informatique. La principale lacune du MLM et qu'il ne permet pas de prendre en compte l'hétérogénéité des préférences. Ainsi les résultats d'estimation d'un MLM sont à interpréter avec grande prudence quand l'hétérogénéité est considérée comme importante (Audibert et al., 2013). Généralement le MLMM a un meilleur pouvoir d'interprétation que le MLM et il s'adapte beaucoup mieux aux données (Ye et Lord, 2014). Dans notre démarche de recherche, nous avons donc utilisé les deux modèles afin d'avoir une base à partir de laquelle effectuer des comparaisons et des tests de sensibilité. Dans cette section, le MLM est logiquement présenté avant le MLMM, plus complexe par nature.

Le MLM et le MLMM sont basés sur les modèles d'utilité aléatoire développés pour décrire le choix entre des alternatives distinctes. Dans notre étude, U_{i1} et U_{i2} représentent l'utilité que l'individu i a en choisissant respectivement l'itinéraire 1 ou 2. Notre but est de prédire ces utilités que nous ne pouvons qu'estimer :

$$U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

V_{ij} est la composante observable de l'utilité, basée sur les attributs observés. ε_{ij} est la composante aléatoire inobservée de l'utilité, basée sur l'hétérogénéité des préférences, les erreurs de mesure et les erreurs de spécification.

Dans notre étude, les attributs sont le risque d'être tué f , le risque d'être blessé l , le coût du trajet c et sa durée t ce qui donne l'équation de la fonction d'utilité suivante :

$$U_{ij} = \beta \times f_{ij} + \gamma \times l_{ij} + \theta \times c_{ij} + \rho \times t_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

Où β , γ , θ et ρ sont les utilités marginales respectivement du risque de décès, du risque de blessure, du coût et de la durée du trajet j . L'utilité marginale correspond à la variation d'utilité entraînée par l'augmentation de l'attribut correspondant, d'une unité. Dans cette équation, on pourrait aussi ajouter une constante α spécifique à l'alternative, reflétant la variation des choix qui n'est pas expliquée par les attributs.

Dans notre modélisation, la résolution du problème revient à estimer la probabilité que l'individu i préfère l'itinéraire 1 à l'itinéraire 2 soit :

$$P_{i1} = P(U_{i1} > U_{i2}) = P((\varepsilon_{i1} - \varepsilon_{i2}) > (V_{i2} - V_{i1})) \quad (3)$$

Pour résoudre cette équation, il faut connaître la distribution des résidus ε_{ij} et imposer une fonction de densité de probabilité. Dans le MLM, les termes aléatoires sont supposés indépendants et identiquement distribués (IID) selon la distribution de Weibull, ce qui implique qu'ils aient la même distribution, la même moyenne et la même médiane et qu'ils soient non corrélés entre les individus et pour un même individu. Sous cette condition, la probabilité qu'un individu i privilégie l'itinéraire 1 (par rapport à l'itinéraire 2) peut être résolue par l'expression :

$$P_{i1} = \frac{e^{V_{i1}}}{\sum_{j=1}^2 e^{V_{ij}}} \Leftrightarrow P_{i1} = \frac{e^{V_{i1}}}{e^{V_{i1}} + e^{V_{i2}}} = \frac{e^{\alpha X_{i1}}}{e^{\alpha X_{i1}} + e^{\alpha X_{i2}}} \quad (4)$$

X_{ij} représente les variables observées et α représente les paramètres associés, estimés par le modèle.

Ce modèle peut être estimé par la méthode du maximum de vraisemblance en utilisant la fonction de log-vraisemblance $\log L$ correspondante décrite dans l'équation suivante :

$$\log \log L = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^2 y_{ij} \log\left(\frac{e^{\alpha X_{i1}}}{e^{\alpha X_{i1}} + e^{\alpha X_{i2}}}\right) \quad (5)$$

Y_{ij} est une variable indicatrice qui prend la valeur 1 quand la route 1 est choisie et 0 sinon.

L'utilisation de la fonction de log-vraisemblance permet d'estimer le coefficient de chacun des attributs qui traduit les utilités marginales. Pour connaître le prix implicite de chacun des attributs non monétaires, on doit diviser l'utilité marginale de l'attribut en question par l'utilité marginale du coût, par exemple pour le risque de décès :

$$\text{Valeur monétaire de la réduction du risque de décès d'une unité} = \frac{\beta}{\theta} \quad (6)$$

$$\text{Valeur d'un décès évité} = \frac{\beta}{\theta} \times \text{nombre de trajets par an} \quad (7)$$

En cas de non-respect de l'hypothèse de l'indépendance vis-à-vis des alternatives non pertinentes, que l'on peut contrôler à l'aide d'une procédure mise en avant par Hausman et McFadden (Hausman et McFadden, 1984), il faut recourir à des modèles plus sophistiqués comme ceux que nous avons utilisés : le logit mixte (Train, 1998) et le logit mixte avec effets d'interaction (Rizzi et Ortuzar, 2003).

Dans le MLMM, bien que les termes aléatoires ε_{ij} demeurent indépendamment et identiquement distribués (IID), les paramètres α_i associés aux attributs, sont stochastiques et varient d'un individu à l'autre tels que :

$$U_{ij} = \alpha_i X_{ij} + \varepsilon_{ij} = (a + \varepsilon'_i) X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (8)$$

Dans cette équation associée au MLMM, a représente le vecteur contenant la moyenne de chaque paramètre pour la population étudiée et ε'_i représente la déviation autour de la moyenne traduisant l'hétérogénéité entre les individus. Etant donné que la composante $\varepsilon'_i X_{ij}$ est non nulle, l'utilité est corrélée entre les alternatives ce qui conduit à abandonner l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes (IIA).

On parle de logit « mixte » en référence à la littérature statistique qui désigne la moyenne pondérée de plusieurs fonctions par le nom « fonction mixte ». La formule du logit mixte est en effet la moyenne pondérée par la fonction de densité $f(\alpha_i)$, regroupant la distribution jointe des paramètres des attributs et des paramètres de la population qui caractérisent la distribution, de la formule du logit standard :

$$P_{i1} = \int \left(\frac{e^{\alpha_i X_{i1}}}{\sum_{j=1}^J e^{\alpha_i X_{ij}}} \right) f(\alpha_i) d\alpha_i \quad (9)$$

D'un point de vue théorique, la simplicité d'implémentation du MLM est contrebalancée par sa propriété inhérente des alternatives non pertinentes (IIA) qui est basée sur l'hypothèse des variables indépendantes et identiquement distribuées (IID). Le MLMM se défait de l'hypothèse IIA en considérant que les résidus de chacune des équations des alternatives sont corrélés et permet en plus de prendre l'hétérogénéité des préférences en compte par le biais de l'introduction de la distribution des termes d'erreur sur les paramètres α_i . Dans notre cas, l'hétérogénéité est associée aux préférences individuelles vis-à-vis des attributs de temps, du risque d'être blessé grave et du risque d'être tué. Ce modèle s'est avéré le meilleur et a conduit aux estimations de coûts recommandées pour la France.

Concernant l'introduction des termes aléatoires dans la modélisation, le choix des lois de distribution est une étape importante et non sans conséquence. Dans la majorité des études similaires la loi normale est privilégiée (voir par exemple Dubé et al., 2002 p. 210), comme dans la plupart des cas où l'on souhaite modéliser des phénomènes naturels issus d'événements aléatoires. Cependant, malgré les intérêts de la loi normale, celle-ci présente l'inconvénient de générer en partie des utilités marginales positives. Ceci pose un problème pour l'interprétation car des augmentations de coût, de durée ou de risque sont supposées être associées à des baisses d'utilité pour tout un chacun. De ce fait, certains scientifiques privilégient alors la loi log-normale qui est bornée en zéro. La loi log-normale peut elle aussi poser problème puisqu'en n'étant bornée que d'un côté, les valeurs extrêmes de l'autre côté peuvent gonfler fallacieusement les estimations moyennes. Ainsi, d'autres lois comme la loi uniforme ou bien des lois triangulaires bornées³⁴ peuvent être utilisées pour pallier ces potentielles difficultés. Les critères de pertinence comme le maximum de vraisemblance et les critères AIC (critère d'information d'Akaike) et BIC (critère d'information bayésien) couplés à l'analyse de la cohérence des résultats observés, sont les outils d'aide à la décision pour trancher sur la loi de distribution à conserver.

Outre les niveaux d'attributs propres aux scénarios, des variables socio-économiques peuvent être incluses dans le terme X_{ij} mais étant donné qu'elles demeurent identiques au sein de chaque scénario, elles doivent être introduites sous la forme de termes d'interaction avec les attributs. Cette mise en interaction des attributs avec les caractéristiques observables modifie l'écriture des paramètres α_i qui varient d'un individu à l'autre tels que :

³⁴ La loi triangulaire bornée est une loi de distribution centrée sur la moyenne, bornée à gauche par deux fois la moyenne (qui est négative) et bornée à droite par zéro. On peut considérer qu'une loi triangulaire bornée est une forme très simplifiée de la loi normale et qui présente l'avantage de ne pas avoir de valeurs extrêmes qui peuvent être problématique dans le cadre de l'interprétation de certains CAP individuels.

$$U_{ij} = \alpha_i X_{ij} + \varepsilon_{ij} = (a + Y_i) X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (10)$$

Où Y_i est le vecteur contenant les valeurs des caractéristiques observables ayant un effet significatif sur les préférences individuelles vis-à-vis des attributs qui sont caractérisés par le vecteur X_{ij} . Cette façon de modéliser les choix permet de tenir compte des caractéristiques des individus (genre, âge, revenu, etc.), des habitudes de transports (motif du trajet, kilométrage sur autoroute, etc.), des perceptions déclarées (sécurité routière post-Covid19, niveau de sécurité des autoroutes a priori, etc.) et même des comportements lorsqu'on dispose d'instruments de mesure (aversion au risque physique, propension à économiser, pression temporelle ressentie³⁵, etc.).

Par ailleurs, il est possible de combiner les deux précédents modèles en introduisant simultanément une part d'hétérogénéité observable via les caractéristiques individuelles et une part d'hétérogénéité inobservable via les termes aléatoires. L'écriture des paramètres α_i varient alors, d'un individu à l'autre, de la manière suivante en combinant l'équation **(8)** et **(10)** :

$$U_{ij} = \alpha_i X_{ij} + \varepsilon_{ij} = (a + Y_i + \varepsilon'_i) X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (11)$$

Ce modèle a été utilisé pour expliquer les différences entre les pays ainsi que les différences individuelles au sein de chaque pays.

Compte tenu de nos objectifs et de nos données, un modèle de choix à classes latentes ou un modèle d'équation structurelle à variables latentes étaient de potentiels bons candidats pour étudier les préférences des individus. Ils n'ont pas été développés de manière approfondie faute de temps mais feront l'objet de travaux ultérieurs.

1.3. Apports des groupes focus et de l'étude pilote pour l'élaboration de l'étude finale

Afin d'améliorer le questionnaire de l'étude, des groupes focus (« focus groups ») ont été menés en France, en Belgique et en Allemagne en février 2020. L'avantage de la méthodologie des groupes focus est qu'elle est basée sur la discussion en petits groupes et permet de bien comprendre les difficultés, les incompréhensions, les remarques, les critiques et les suggestions émises après le remplissage des questionnaires. En plus des groupes focus, une étude pilote a été menée en octobre 2020 auprès de petits échantillons représentatifs en termes d'âge, de genre et de répartition géographique des populations françaises, belges, allemandes et néerlandaises. L'étude pilote est le dernier test avant l'étude finale. Elle a permis de tester la compréhension du questionnaire, sa longueur et la qualité du design expérimental notamment.

³⁵ Ces trois attitudes ont chacune fait l'objet de la construction d'une échelle de mesure qui a ensuite permis d'étoffer la modélisation en augmentant les sources d'hétérogénéité individuelle.

1.3.1. Conclusions tirées des groupes focus

Concernant les deux groupes focus menés en France, j'ai été en charge, avec mon Directeur de thèse, Laurent Carnis, d'encadrer le déroulement de ces derniers. Ces groupes focus ont eu lieu le 4 et 5 février 2020 à Bron. Le premier groupe focus était composé de sept collègues de laboratoire et a eu lieu sur le site de Bron de l'Université Gustave Eiffel et le second était constitué de cinq personnes travaillant au service communication de la ville de Bron et s'est déroulé au sein de la mairie. Les personnes sélectionnées étaient non habituées aux modèles de choix discret sur les préférences déclarées et plus généralement aux problématiques de sécurité routière afin de s'assurer d'identifier au maximum les problèmes potentiels de compréhension.

A l'issue des entretiens, la durée moyenne de réponse au questionnaire était de 15 minutes, ce que nous avons considéré comme la durée maximale que nous ne voulions pas dépasser pour l'étude finale, afin d'éviter une hausse trop importante des coûts imputables à la hausse du taux abandon. De plus, dans cette première version du questionnaire, il y avait 10 scénarios de choix ce qui a été jugé comme globalement trop long. Nous avons alors décidé de passer à sept scénarios par questionnaire.

Les groupes focus nous ont permis d'identifier des coquilles ainsi que des erreurs de traduction de la langue anglaise vers le français. La compréhension des questions n'a posé de problème à aucun répondant et la longueur du questionnaire a été jugée appropriée.

Avant de choisir les scénarios d'itinéraires, il était demandé aux répondants leurs expériences personnelles relative aux accidents de la route. Plusieurs répondants ont jugé que demander s'il y avait des blessés graves et des tués de la route dans leur entourage était un peu brutal. Pour éviter de potentiel biais pour l'arbitrage des itinéraires, nous avons décidé de positionner cette question après la phase de choix des itinéraires préférés.

Il a été identifié que la définition du blessé grave devait être améliorée car certains répondants avaient mal compris cette dernière. Pour pallier cela, les parties importantes de la définition ont été mises en gras. La question de fréquence de transport était mal équilibrée. Il n'était pas précisé que certaines questions requéraient une réponse unique. Le motif de déplacement « vacances » était manquant. Certaines questions étaient mal formulées ou mal agencées dans les propositions de réponses. La distinction entre foyer et ménage a été soulevée et nous a conduit à trancher pour l'option « ménage » dans l'étude finale. L'alternative « ne souhaite pas répondre » a été ajoutée à « je ne sais pas » pour la question du revenu du ménage.

Certains répondants ont affirmé que les différences de durée et de coût étaient trop petites. Pour pallier ce problème, nous avons augmenté l'écart entre les niveaux consécutifs de durée et de coût de respectivement 0,5 euros et 3 minutes. Les niveaux de risque ont été

augmentés de manière proportionnelle pour conserver un arbitrage considéré comme équilibré³⁶.

Certains répondants ont déclaré que les scénarios n'étaient pas réalistes. Pour remédier à cela, deux ajustements ont été effectués. Premièrement, la longueur des trajets a été précisée dans les scénarios. Deuxièmement, une question demandant aux répondants s'ils estimaient les scénarios comme réalistes a été posée. Cette question a pour but de pouvoir tester le potentiel biais d'estimation induit par les répondants considérant les scénarios comme non réalistes.

La présentation des niveaux de risque était considérée comme trop longue. Par conséquent, les phrases présentant les risques routiers ont été réduites et les séquences de mots importantes ont été mises en gras. Le visuel de présentation des scénarios était insuffisant. D'après Wiktor, Louviere et Swait (1998), les descriptions utilisées pour décrire les niveaux est importante et une représentation visuelle de ceux-ci est une aide significative pour les répondants. Ainsi, voici les icônes que nous avons choisies pour l'étude pilote :



pour la durée,



pour le risque de décès et



pour le risque de blessure grave.


1.3.2. Conclusions tirées de l'étude pilote

L'étude pilote a été menée en octobre 2020, auprès de 800 répondants constitués de 200 répondants par pays. Chacun des sous-échantillons de 200 répondants était censé être représentatif de la population concernée en termes d'âge, de genre et de répartition géographique. Les retours de cette étude ont été très positifs avec beaucoup de commentaires expliquant que l'étude avait intéressé les répondants. Le temps moyen de réponse a baissé pour atteindre 12 minutes.

Le premier problème identifié est le fait que les échantillons fournis par l'agence que nous avons contactée pour la passation des questionnaires n'étaient pas bien représentatifs en termes d'âge et de répartition géographique. En effet, une surreprésentation des 65-70 ans et une sous-représentation des 35-45 ans ont notamment été observées pour chacun des quatre pays. Ceci était particulièrement problématique puisqu'une forte corrélation positive entre l'âge et la préférence pour la diminution du niveau de risque a été observée dans l'étude pilote puis dans l'étude finale. Dans l'étude pilote, la Valeur de la Vie Statistique (VVS) et la Valeur Statistique du Blessé Grave (VBG) ont d'ailleurs été respectivement estimées à 7,5 millions d'euros et 2,5 millions d'euros. D'ailleurs, dans l'étude finale, où le problème de

³⁶ La question d'équilibre des attributs dans l'arbitrage des itinéraires est développée dans la section 1.4.5.

représentativité a été réglé, la VVS et la VBG moyennes ont été estimées à respectivement 6,3 millions et 1 million d'euros.

A l'issue de l'analyse économétrique de l'étude pilote, une partie des résultats de l'estimation étaient curieux. En effet, bien que notre échantillon comprenait trop de personnes âgées, la VBG de 2,5 millions a entraîné des questionnements étant donné que les ordres de grandeurs habituels sont en-deçà de 1 million d'euros avec un rapport d'environ 1 pour 6 (Korzhenevych et al., 2014) avec la VVS contre un rapport de 1 pour 3 dans l'étude pilote. Deux explications ont été avancées pour expliquer ce problème. Premièrement le choix des variations de niveaux pour l'attribut du risque de blessure grave était trop faible. Dans l'étude pilote, pour tendre vers des scénarios réalistes, les variations de risque de blessures ont été de 20 blessés par an. Dans le même temps, le risque d'être tué variait de 10 décès par an. En considérant qu'un tué a la valeur de 6 blessés graves environ, pour avoir des variations de niveau équilibrées entre ces deux attributs, il aurait fallu que l'attribut risque de blessure varie de 60 blessés entre deux niveaux consécutifs, soit trois fois plus que les niveaux proposés dans l'étude pilote. En déséquilibrant les variations d'utilité associées aux différents attributs, les répondants ont probablement surestimé la désutilité associée au risque de blessure, ce qui a pu entraîner cette valeur très élevée. Deuxièmement, à l'issue du focus groupe nous avons décidé d'illustrer les blessés graves avec un fauteuil roulant. Nous avons ainsi conclu que cette illustration surestimait l'incapacité engendrée par une blessure grave et que ça avait pu jouer sur les consentements à payer (CAP). Ainsi nous avons changé de représentation pour le symbole suivant : 

L'étude finale a confirmé l'hypothèse initiale puisqu'avec une variation de 7 tués nous avons retenu une variation de 45 blessés graves ce qui nous a conduit à un rapport d'un peu plus de 1 pour 6 entre la valeur du blessé grave (0,95 million d'euros) et celle du décès évité (6,35 millions d'euros).

Par ailleurs, la VVS estimée aux Pays-Bas à l'issue de l'étude pilote était très basse. L'une des raisons que nous avons avancées est qu'aux Pays-Bas, le risque routier perçu sur autoroute est relativement faible ce qui peut créer un biais dans la prise en compte des niveaux de risque présentés. Ainsi nous avons introduit une variable mesurant le niveau de risque perçu sur autoroute. L'analyse que nous avons faite était bonne puisque dans l'étude finale, cette variable s'est avérée être la variable la plus significative dans les préférences vis-à-vis des deux attributs de risque.

Par ailleurs, dans ce projet, comme cela va être détaillé dans la section IV, trois variables latentes ont été construites afin d'essayer de mesurer des attitudes non directement observables qui expliqueraient en partie respectivement la préférence vis-à-vis du temps, du risque et du coût lors des arbitrages. A l'issue de l'étude pilote, seule l'échelle de mesure de la propension à prendre des risques physiques avait été validée. Après ce constat, des discussions scientifiques et une recherche approfondie dans la littérature ont conduit à changer une partie des affirmations retenues pour les variables latentes liées au coût et à la durée. La section IV du chapitre montre que ces remises en question ont permis de construire des échelles de mesure robustes.

I.4. Construction d'un design expérimental

Dans le cadre de notre modèle de choix discret, où le but est d'estimer de la manière la plus fiable possible, des concepts compliqués à appréhender comme la valeur du blessé grave ou bien la valeur de la vie, la conception du design expérimental, c'est-à-dire la combinaison d'attributs et de niveaux à présenter sous forme de scénarios successifs aux personnes interrogées, est une étape clé. Cette section I.4. aborde les différentes étapes de la conception du design expérimental auquel nous avons fortement contribué dans le projet VALOR.

I.4.1. Design du questionnaire

Le questionnaire est conçu sur la base d'une revue de la littérature des études de choix déclarés dans le domaine de la sécurité routière (Meesmann, Torfs, et Van den Berghe, 2019) et surtout grâce à des discussions entre chercheurs Français, Belges et Allemands lors de plusieurs réunions en 2019. Aussi, nous avons reçu un retour d'information de la part de chercheurs de l'Université technique de Dresde qui ont mis en œuvre un projet pilote sur exactement la même problématique appliquée en Allemagne (Obermeyer, Hirte, Korneli, Schade, et Friebel, 2020). Avant d'être dans sa forme définitive, comme cela est expliqué dans les sections I.3.1 et I.3.2., le questionnaire a préalablement été testé par de petits groupes focus dans chaque pays participant puis lors d'une enquête pilote de 200 répondants par pays. La section suivante recense et explique l'ensemble des modalités du design expérimental retenu.

I.4.1.1. Scénarios d'évaluation

Les études sur les préférences déclarées dans le domaine de la sécurité routière utilisent en majorité des scénarios de choix d'itinéraire (par exemple, Rizzi et Ortúzar, 2003 ; Iraguën et Ortúzar, 2004 ; Hojman, Ortúzar, et Rizzi, 2005 ; De Brabander, 2006 ; Henscher, Rose, Ortúzar, et Rizzi, 2009 ; Henscher, Rose, Ortúzar, et Rizzi, 2011 ; Veisten, Flügel, Rizzi, Ortúzar, et Elvik, 2013 ; Niroomand et Jenkins, 2016 ; González, et al., 2018 ; Flügel, Veisten, Rizzi, Ortúzar, et Elvik, 2019 ; Obermeyer, Hirte, Korneli, Schade, et Friebel, 2020), ce qui signifie que la personne interrogée doit choisir entre plusieurs itinéraires présentant des risques d'accident différents ainsi qu'un attribut monétaire permettant d'estimer des consentements à payer. Dans notre cas, nous avons opté pour des scénarios à deux itinéraires ou chaque itinéraire diffère par sa durée, son coût, son risque de décès et son risque de blessure grave.

Dans notre questionnaire, le répondant est confronté à huit scénarios successifs dont l'un est un scénario où la réponse est évidente et permet de tester la rationalité du répondant. Dans un premier temps, le répondant découvre le contexte des scénarios (cf ci-dessous) où les attributs et les conditions de transports sont décrites. Dans un second temps, le répondant


est confronté aux scénarios. Ci-dessous, ces deux étapes sont introduites comme elles l'ont été auprès des répondants Français.

Imaginez que vous devez faire un voyage de 50 km en **voiture** pour [motif de trajet le plus habituel]. Vous faites ce voyage **seul, il n'y a aucun passager dans l'automobile**. Vous pouvez choisir entre deux itinéraires, les deux passent par une **autoroute** où il y a **généralement beaucoup de trafic**, mais rarement des embouteillages. Sur les deux itinéraires, il y a **20 millions de voitures par an**, ce qui équivaut à 55 000 voitures par jour³⁷.


L'ensemble des caractéristiques de ces itinéraires sont similaires, par exemple le confort de conduite et le paysage. Ces itinéraires ne diffèrent qu'en fonction :

Des **coûts** pour effectuer le voyage (frais d'entretien, carburant, péage, ...).

Vous devez payer vous-même ces frais

Du **temps de parcours** pour faire le voyage. 

Du **risque** que vous courez personnellement d'être heurté par un autre conducteur :

Le nombre de conducteurs **morts** par an. 

Le nombre de conducteurs **gravement blessés** par an. 






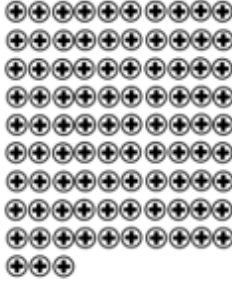
! Une personne gravement blessée doit être hospitalisée pour être soignée. Les blessures ont des conséquences à court et/ou long terme sur le fonctionnement quotidien et peuvent même parfois mettre la vie en danger. Par exemple, une commotion cérébrale avec perte de conscience, des amputations (partielles), une fracture du crâne, des fractures ouvertes, une lésion de la moelle épinière ou une lésion grave d'un organe.

Encadré 1 : Présentation du cadre d'arbitrage des alternatives des scénarios

³⁷ Sur autoroute, ce niveau de trafic correspond à un trafic dense et sans embouteillage.

Imaginez que vous devez faire un déplacement dans les **circonstances décrites** (50 km, en voiture, [motif de déplacement le plus courant], seul, sur une autoroute). Vous pouvez choisir entre deux itinéraires qui varient en fonction du coût, du temps de parcours et du risque. Toutes les autres caractéristiques des itinéraires sont similaires, les deux itinéraires comptent 20 millions de voitures par an.

Quel itinéraire choisissez-vous ?

1	2
Itinéraire 1	Itinéraire 2
5,50 €	10 €
52 minutes 	28 minutes 
1 automobiliste / an 	22 automobilistes / an 
138 automobilistes gravement blessés / an *	93 automobilistes gravement blessés / an *
	
*20 millions de voitures par an	*20 millions de voitures par an

Encadré 2 : exemple de scénario tiré du questionnaire final

Pour arriver à ce design de scénarios, il a fallu réfléchir successivement à la définition des coûts dans nos scénarios, à celle des attributs de risque, de la notion de blessé grave, de la durée de trajet et de la visualisation des scénarios.

1.4.1.2. Les coûts de déplacement

Pour être en mesure de calculer un Consentement à Payer (CAP), les alternatives doivent toutes présenter au moins un attribut de risque et un attribut monétaire. Les deux difficultés que nous avons eues ici, sont d'une part que les conditions entraînant un paiement sur autoroute ne sont pas les mêmes dans les quatre pays d'étude notamment la France avec ses péages, et d'autre part que dans certains pays une grande partie des conducteurs ne paient pas leurs frais de déplacement, notamment la population active belge. Nous avons décidé que les coûts imputables aux itinéraires comprendraient l'ensemble des coûts d'exploitation. Pour éviter le biais potentiel imputable aux travailleurs qui ne paient pas leurs déplacements professionnels, nous avons décidé d'introduire l'ensemble des motifs de déplacements possibles en insistant sur le fait que les répondants auraient à payer de leur poche pour les coûts d'exploitation imputables à leurs trajets.

1.4.1.3. Attributs de risque

L'introduction de risque est souvent la porte ouverte à de potentiels biais, étant donné que ce dernier est compliqué à appréhender par les individus, d'autant plus quand il est associé à de très faibles probabilités. Pour cela, il a été choisi de présenter les risques sous forme de valeurs absolues. Ensuite, en donnant un trafic annuel fixe de 20 millions de trajets, le calcul de risque était possible pour la modélisation sans qu'il y ait de nécessité à présenter des probabilités aux répondants.

Par ailleurs, certaines études montrent que la présence d'un passager dans le véhicule a un impact sur la préférence pour la sécurité (Rizzi et Ortuzar, 2003). Afin d'éviter cela, il a été choisi de préciser au début des scénarios que le répondant allait faire l'ensemble des trajets seul. En procédant ainsi, les CAP estimés sont supposés valoriser uniquement le consentement à payer pour réduire un risque individuel. De plus, il a bien été précisé que le risque traduit la probabilité d'être « blessé ou tué par un autre conducteur » afin d'éviter que certains répondants pensent qu'ils peuvent maîtriser le risque en conduisant plus prudemment ou en se prenant pour de meilleurs conducteurs.

1.4.1.4. Définition du blessé MAIS 3+

Concernant la notion de blessé grave, il a été choisi de prendre la définition mise en avant par la commission européenne (European Commission, 2013). Cette définition considère le blessé grave selon l'indicateur MAIS (Maximum Abbreviated Injury Scale). Le MAIS peut prendre les valeurs de 0 à 6 et un blessé est grave quand la valeur MAIS est supérieure ou égale à 3. Le MAIS est la valeur de l'AIS (Abbreviated injury Scale) de la lésion la plus grave lorsqu'on considère l'ensemble des lésions d'un blessé. Il prend la valeur 1 pour une gravité mineure, 2 pour une gravité modérée, 3 en cas de lésion grave, 4 pour une gravité sévère, 5

pour une gravité critique et 6 pour une gravité maximale qui est aussi associée à une impossibilité de traitement compte tenu des connaissances médicales du moment (AAAM, 2020).

La difficulté dans l'utilisation de cette définition réside dans sa difficulté à définir simplement et de manière synthétique ce qu'englobe la gravité MAIS3+. Pour établir cette définition, nous avons examiné la population des blessés MAIS3+ ce qui a permis d'illustrer l'impact de ces blessures sur les victimes et d'ajouter des exemples représentatifs. Nous avons finalement retenu cette définition : « Une personne gravement blessée doit être hospitalisée pour être soignée. Les blessures ont des conséquences à court et/ou long terme sur le fonctionnement quotidien et peuvent même parfois mettre la vie en danger. Par exemple, une commotion cérébrale avec perte de conscience, des amputations (partielles), une fracture du crâne, des fractures ouvertes, une lésion de la moelle épinière ou une lésion grave d'un organe. »

1.4.1.5. Durée de trajet

Dans la plupart des études sur les préférences déclarées en sécurité routière, les scénarios présentent un attribut lié au temps. Le principal intérêt d'introduire une durée est de rendre le scénario plus réaliste en sachant que les arbitrages d'itinéraires dans la vie réelle sont presque toujours en partie basés sur la durée et le coût de l'itinéraire. De plus, en introduisant la durée dans les scénarios, cela permet d'obtenir une estimation de la valeur du temps qui, en la comparant aux estimations faites dans la littérature, sert de baromètre pour valider partiellement la méthode. En effet, si la valeur du temps estimée s'éloigne trop des précédentes estimations, on peut se poser des questions sur la fiabilité du design expérimental.

1.4.2. Choix d'un D-efficient design

Dans le questionnaire de l'étude VALOR, les répondants vont devoir choisir dans des scénarii successifs, entre deux itinéraires qui partent du même lieu et arrivent au même endroit et qui se différencient uniquement par quatre attributs : le coût, la durée, les risques d'être blessé ou tué. Les risques d'être blessé et d'être tué sur un trajet sont des informations explicitement inconnues des conducteurs de voiture mais l'introduction de ces attributs est indispensable pour permettre d'estimer les consentements à payer individuels et moyens pour diminuer le risque d'être blessé ou tué et donc a fortiori une valeur du blessé grave évité au sens MAIS3+ et une valeur du décès évité (VVS). L'attribut de durée quant à lui, est introduit

dans les scénarios à des fins de réalisme et comme élément de validation de la fiabilité du modèle³⁸.

Dans le questionnaire, les répondants ont été confrontés à des scénarios où ils devaient choisir à plusieurs reprises leur itinéraire préféré entre deux propositions. Etant donné que nous avons retenu quatre attributs avec quatre niveaux, il était possible de créer 256 itinéraires différents et 32 640 scénarios possibles³⁹. Du fait du grand nombre de possibilités, il n'était pas possible d'être exhaustif sur les scénarios dans le questionnaire (le design factoriel complet n'est pas réalisable) et il a été indispensable de sélectionner une partie des scénarios à présenter en choisissant le design expérimental (Traets et al., 2020) le plus approprié.

Il existe un grand nombre de designs expérimentaux différents (design factoriel complet ou partiel, le design orthogonal, le design efficient, le design d'assignation aléatoire, le design adaptatif, etc.). Chaque design a ses avantages, ses inconvénients et des situations où il est plus ou moins approprié. Le choix du design peut avoir des conséquences significatives sur les résultats puisqu'il joue sur la puissance statistique des paramètres estimés (capacité à identifier des relations statistiquement significatives) et sur la capacité à identifier l'impact de chaque attribut dans l'arbitrage des préférences (ChoiceMetrics, 2018).

Alors que les designs expérimentaux orthogonaux étaient principalement utilisés par le passé, les designs optimaux ont désormais une place prépondérante dans les études avec expériences de choix discrets (Johnson et al., 2013). Il a en effet été prouvé que les designs optimaux surclassent les autres types de designs expérimentaux quand on dispose de suffisamment d'information sur les préférences a priori (Kessels, Goos and Vandebroek, 2006 ; Rose, Bliemer, Hensher and Collins, 2008 ; Rose and Bliemer, 2009) puisqu'ils permettent de tenir compte de ces préférences. La connaissance des préférences a priori se matérialise par l'existence d'une littérature ou d'une étude pilote donnant l'utilité monétarisée de chacun des attributs de l'étude. Plus les estimations préalables découlant de ces sources de données sont précises, plus le design sera efficient. Les méthodes qui ont été mises en place pour obtenir les estimations préalables des paramètres de préférences font l'objet de la sous-section suivante.

Parmi les designs optimaux, le design bayésien D-efficient s'est imposé. A partir des différents niveaux d'attributs proposés, des estimations préalables des paramètres et de leur distribution associée, la conception du design bayésien D-efficient vise à sélectionner les scénarios qui forcent le répondant à effectuer des arbitrages, maximisant ainsi l'information obtenue de chaque choix observé, dans le but de minimiser les intervalles de confiance englobant l'estimation des paramètres. D'un point de vue mathématique, ce design minimise le déterminant de la matrice variance covariance des estimateurs qui se nomme D-erreur et

³⁸ Si la valeur du temps estimée s'écarte trop des valeurs généralement obtenues dans la littérature alors il est probable que le design et/ou le modèle sont à revoir.

³⁹ Il y a $4 \times 4 \times 4 \times 4$ routes possibles (quatre niveaux possibles pour chacun des quatre attributs) et 2 routes différentes à prendre parmi 256 possibles soit 32 640 scénarios possibles.

qui mesure « l'efficacité » du design. Le design D-éfficent garantit ainsi de fournir les paramètres d'estimation les plus éfficents statistiquement (ChoiceMetrics, 2018).

1.4.3. Estimations préalables des coefficients

Pour construire un design bayésien D-éfficent, le point de départ est la détermination d'estimations préalables (« prior estimates » en anglais) de la désutilité monétarisée associée à chacun des attributs, à l'exception du coût qui est monétaire par nature. Cette étape préalable sert à faire en sorte que les variations d'utilité entre les niveaux d'un même attribut soient du même ordre de grandeur entre les différents attributs. En général, dans les modèles de choix discret sur les préférences déclarées, ces estimations sont basées sur les résultats de l'étude pilote. Cependant, dans notre cas, les estimations obtenues à l'issue de l'étude pilote étaient particulièrement hautes comparativement aux valeurs actuellement utilisées en Europe : 7,5 millions d'euros pour la VVS, 2,5 millions d'euros pour le blessé grave et 16 euros par heure pour la valeur du temps. Pour éviter d'introduire un biais conséquent dans le design de l'étude finale, nous avons utilisé des travaux validés pour nos estimations préalables de la VVS (OCDE, 2012) et la valeur du temps (Bickel et al., 2006). L'estimation préalable des coefficients fait l'objet des sous-sections qui suivent.

1.4.3.1. Valeur de la vie statistique

Selon les recommandations du rapport de l'OCDE (OCED, 2012), pour les transferts de valeur unitaire corrigée du revenu entre pays, la VVS à estimer doit être ajustée en fonction du rapport des PIB par habitant entre les deux régions, élevé à la puissance d'une élasticité-revenu β de 0,8⁴⁰, en prenant 0,4 pour une analyse de sensibilité. Il est recommandé de comparer les PIB par habitant avec la parité du pouvoir d'achat (PPA), de préférence basée sur la consommation individuelle effective (CIE). Voici la formule de transfert :

$$VVS'_p = VVS_s(Y_p/Y_s)^\beta$$

Où VVS_s est l'estimation de la VVS dans le contexte initial, dans notre cas l'UE-27, Y_s et Y_p sont les niveaux de revenu respectivement dans le contexte initial et le contexte pour lequel on veut obtenir la VVS. Pour convertir les montants en USD₂₀₀₅ en EUR₂₀₁₉ nous avons utilisé les indices moyens des prix à la consommation (IPC) fournis par Eurostat (2020).

Selon les résultats du rapport, la VVS médiane a été estimée à 3 012 558 USD₂₀₀₅ et 3 614 506 USD₂₀₀₅ respectivement pour les pays de l'OCDE et les pays de l'UE-27. La VVS moyenne a été estimée à 4 007 9000 USD₂₀₀₅ et 4 704 038 USD₂₀₀₅ respectivement. La valeur de 3 614 506 USD₂₀₀₅ est recommandée comme valeur de base pour les transferts. Ensuite, nous avons cherché à connaître le ratio entre le PIB réel par habitant en UE-27 et nos quatre

⁴⁰ Une élasticité-revenu de 0,8 signifie ici qu'une augmentation de 1% du PIB réel par habitant entraîne une hausse de 0,8% de la VVS.

pays étudiés. Eurostat met en avant les ratio PIB par habitant, en parité du pouvoir d'achat (PPA), suivant :

	EU-27	Belgique	France	Allemagne	Pays-Bas
Ratio PIB en PPA	1	1,16	1,11	1,07	1,20
VVS en 2019	4,144M€ ₂₀₁₉	€4,667M€ ₂₀₁₉	4,505M€ ₂₀₁₉	4,375M€ ₂₀₁₉	4,795M€ ₂₀₁₉

Tableau 17 : Estimation des VVS par transfert de valeur unitaire corrigé du revenu en parité du pouvoir d'achat (source : travaux de l'auteur à partir des données Eurostat)

Etant donné que la Belgique, la France, l'Allemagne et les Pays-Bas sont des pays relativement plus riches que la moyenne des pays de l'UE-27, on obtient logiquement des VVS supérieures à la valeur européenne, comprises entre 4,375M€₂₀₁₉ pour l'Allemagne et 4,795M€₂₀₁₉ pour les Pays-Bas. A partir de ces 4 valeurs, nous avons pris la moyenne de 4,586M€₂₀₁₉ comme estimation préalable de la VVS pour VALOR.

1.4.3.2. Valeur du blessé grave MAIS3+

Dans la plupart des méta-analyses (Bickel et al., 2006 ; Korzhenevych et al., 2014) qui ont fourni une estimation du coût du blessé MAIS3+ sous la forme d'une proportion de la VVS, les valeurs sont comprises entre 12% et 16% de la VVS. Pour l'étude finale, nous avons décidé de retenir 15%, ce qui correspond à la valeur utilisée par la National Highway Traffic Safety Administration aux Etats-Unis (Blincoe et al., 2014)⁴¹. L'utilisation de cette proportion donne donc une valeur du blessé MAIS3+ évité de 688 000€ en utilisant la VVS de 4,586M€ obtenue dans le paragraphe précédent.

1.4.3.3. Valeur du temps

Afin d'utiliser une valeur commune ayant davantage de légitimité, nous nous sommes tournés vers la méta-analyse du projet HEATCO (Bickel et al., 2006) basée sur 77 études sur la valeur du temps réalisés pour 30 pays distincts dont la France, la Belgique, les Pays-Bas et l'Allemagne. Dans ces travaux, une distinction est faite entre les trajets de courtes distances et de longues distances ainsi qu'entre les trajets domicile-travail par rapport aux trajets de

⁴¹ La NHTSA est en avance sur les questions de valorisation socio-économique de l'accidentalité routière.

loisirs⁴² (cf. tableau 17). Pour actualiser les valeurs de 2002, une élasticité de 0,7, recommandée dans le rapport HEATCO, a été appliquée à la croissance réelle par habitant.

	Domicile-travail		Loisirs		Moyenne	
	2002		2002		2020	
	court	Long	court	long	court	long
France	7,8	9,8	6,4	8,3	8,1	10,5
Belgique	11,0	14,1	9,2	11,8	11,5	13,6
Pays-Bas	8,0	10,3	6,8	8,7	8,4	11,3
Allemagne	7,8	9,8	6,5	8,4	8,1	10,7
Moyenne	8,6	11,0	7,2	9,3	9,0	11,5

Tableau 18 : Valeur du temps (euros/heure) dans les quatre pays participant à l'étude (source : adapté de Bickel et al., 2006)

Etant donné que les itinéraires présentés peuvent durer jusqu'à 52 minutes sur autoroute, la valeur du temps pour les longs trajets semble plus pertinente. De ce fait, l'estimation préalable de la valeur du temps a été fixée à 11,50 euros par heure.

1.4.3.4. Coefficients

Pour les coefficients du design expérimental, représentant l'utilité marginale de chacun des attributs utilisés, nous avons fixé à -1 l'utilité marginale associée à l'augmentation du coût d'un trajet d'un euro. A partir de cette valeur arbitraire, nous nous sommes servis des estimations préalables sur les trois autres attributs pour estimer les autres coefficients :

-Pour le risque d'être tué : Dans nos scénarios, la hausse en valeur absolue du nombre de tués d'une unité par itinéraire s'apparente à une hausse de la probabilité d'être tué de 1 sur 20 millions puisqu'on considère qu'il y a 20 millions de trajets par an sur chaque itinéraire. Avec une VVS préalable de 4,586M€, une telle augmentation de la probabilité d'être tué vaut $4,586/20$ soit 0,229€. Puisqu'une augmentation du coût de 1€ est associée à un coefficient de -1, une augmentation du nombre de tués d'une unité est associée à un coefficient de -0,229.

⁴² Les trajets courts génèrent moins de désutilité, par heure, que les trajets longs. Les trajets pour motif de loisirs sont moins désagréables que les trajets domicile-travail.

-Pour le risque d'être blessé : Avec une valeur du blessé MAIS3+ égale à 15% de la VVS et une utilité marginale du tué associée à un coefficient de -0,229, le coefficient de l'attribut blessé grave est égal à $-0,229 \times 0,15$ soit -0,034.

-Pour la durée de trajet : Avec une valeur préalable de 11,50€/h, une minute de trajet supplémentaire est associée à une désutilité de 0,192€. Sachant qu'un euro de coût de trajet est associé à un coefficient de -1, le coefficient d'utilité marginale du temps vaut -0,192.

1.4.4. Niveaux d'attributs

Les deux principaux critères de détermination des niveaux d'attribut consistent à ce que les scénarios soient réalistes et efficaces. Le réalisme des scénarios se traduit par des niveaux d'attributs cohérents avec la réalité et il permet de réduire le biais hypothétique des répondants. L'efficacité d'un scénario consiste donc à ce que les choix des alternatives traduisent bien les préférences des répondants à travers les arbitrages effectués. Étant donné que le réalisme et l'efficacité sont deux critères qui ne sont pas spécialement corrélés, la confection du design expérimental s'avère être un arbitrage entre ces deux derniers.

Concernant la détermination de la valeur des différents niveaux des attributs, nous avons décidé d'éviter d'axer les scénarios hypothétiques sur les habitudes réelles des répondants, comme c'est parfois le cas dans les études de préférences déclarées (par exemple Veisten et al., 2013 ; Gonzales et al., 2018 ; Niroomand et Jenkins, 2016). Dans ces études, les habitudes de conduite récentes du répondant sont questionnées pour en dériver la durée, le coût et parfois le risque auxquels ils vont être confrontés dans les scénarios de choix. Cette façon de procéder présente l'avantage de proposer des scénarios réalistes et familiers aux répondants. Cependant, cette façon de procéder favorise des comportements « d'inertie » (Hess et Rose, 2009 ; Gonzales et al., 2018) qui se traduisent par une réticence du répondant à dévier des itinéraires qu'il a l'habitude de prendre. Pour éviter ce phénomène, nous n'avons pas basé nos scénarios sur les habitudes des répondants. Cependant, nous avons tout de même cherché du réalisme en donnant comme motif de déplacement un motif habituel pour le répondant, ainsi qu'en déterminant les niveaux des attributs par rapport à des niveaux de coût, de durée et de risque proches de ceux auxquels un conducteur sur autoroute serait confronté. En résumé, nous avons principalement fait un arbitrage entre le réalisme du scénario, en évitant une trop grande familiarité des répondants avec les scénarios, et l'efficacité du choix en termes de préférences captées par les réponses aux scénarios.

Concernant le réalisme du niveau des attributs, Pearce et Ozdemiroglu (2002) ont mis en évidence le fait que les niveaux d'attributs devaient inclure la situation réelle ainsi que des niveaux réalistes, au-dessus et en dessous de celle-ci. Concernant, l'attribut de risque, utiliser les vraies valeurs du risque routier, c'est-à-dire autour de deux décès par portion d'autoroute de 50 km, n'aurait pas permis d'introduire des variations permettant de bien étudier les préférences. De ce fait, en sachant que les usagers n'ont généralement pas conscience du niveau de risque routier auxquels ils sont exposés sur autoroute, nous avons volontairement utilisé des niveaux de risque de blessure et de décès supérieurs aux risques réels. Par rapport

aux attributs de coût et de durée, les usagers ont généralement une bonne appréciation des niveaux réels. Alors que des éléments peuvent expliquer un allongement de la durée (bouchons, accidents, etc.) et du coût (maintenance, péages, etc.) espérés d'un itinéraire, il est difficile de trouver une justification valable pour raccourcir ou baisser le coût d'un trajet, en dessous des valeurs réelles. Ainsi, nous avons utilisé les valeurs réelles comme niveau le plus bas pour la création de nos scénarios et nous avons ensuite fait varier ces niveaux à la hausse.

<p>Coût</p>	<p>Pour cet attribut, nous avons examiné le coût des carburants et la consommation moyenne d'une voiture sur une portion d'autoroute de 50km. Au premier octobre 2020, le coût moyen du carburant était de 1,22 €/L en Allemagne, 1,33 €/L en France et en Belgique, et 1,69 €/L aux Pays-Bas donnant une moyenne de 1,40 €/L (ANWB, 2020). A une vitesse de 100 km/h, la consommation moyenne de carburant sur 100 km est de 7,5 L (Milieu Centraal, 2020). Ainsi, le coût moyen de la consommation de carburant est de 5,25 €. En ajoutant des coûts supplémentaires de péage et de maintenance par exemple, le coût réel par trajet avoisine les 6 €.</p>
<p>Durée</p>	<p>Le temps de trajet réel correspondant à la durée nécessaire pour faire 50 km à 100 km/h soit 30 min.</p>
<p>Risque de blessure</p>	<p>Il n'existe pas de chiffres comparables de blessés graves entre les 4 pays, notamment au sens MAIS3+. En 2018, le nombre de blessés graves, au sens des définitions nationales*, étaient :</p> <ul style="list-style-type: none"> - 5 en Allemagne** - 10 en Belgique - 21 aux Pays-Bas - 25 en France. <p>(European Commission, 2020)</p> <p>Ceci donne une moyenne de 15 blessés graves par an par portion d'autoroute de 50 km.</p>
<p>Risque de décès</p>	<p>En 2018, le nombre de décès de la route annuel par portion d'autoroute de 50 km étaient de :</p> <ul style="list-style-type: none"> - 1 en France et aux Pays-Bas - 2 en Allemagne -3 en Belgique <p>Ceci donne une moyenne de 1,75 décès par an par portion d'autoroute de 50 km.</p>

*La comparaison des chiffres a peu de sens compte tenu des différences de définition. C'est l'ordre de grandeur du risque de mortalité qui importe.

**Les chiffres sont basés sur un trafic annuel de 20 millions de trajets pour coller à la densité de trafic du design expérimental.

Tableau 19 : Détermination des niveaux d'attributs réalistes à partir desquels nous avons dérivé l'ensemble des niveaux.

Pour chacun des attributs, la valeur réelle est légèrement supérieure au niveau le plus bas comme on peut le voir dans le tableau 20. Pour déterminer les valeurs des autres niveaux, nous nous sommes basés sur les estimations préalables de la VVS, du coût du blessé MAIS3+ et de la valeur du temps, pour estimer les variations d'attributs, en valeur absolue, qui entraînent des variations d'utilité similaires. Nous avons procédé ainsi pour que chaque attribut ait un poids proche dans l'arbitrage des alternatives par un répondant moyen, dont les valeurs par attribut seraient relativement proches de nos estimations préalables. Les quatre niveaux que nous avons retenus pour les quatre attributs se présentent de la manière suivante :

	Niv. 1	Niv. 2	Niv. 3	Niv. 4	Estimation préalable	Utilité marginale	Variation absolue par niveau	Variation d'utilité espérée par niveau
Coût	5,50	7	8,50	10	/	-1	1,50€	1,50€
Durée	28	36	44	52	11,50€/h	-0,192	8	1,53€
Décès	1	8	15	22	4,586M€	-0,229	7	1,60€
Blessé grave	3	48	93	138	0,688M€	-0,034	45	1,55€

Tableau 20 : Niveaux d'attributs du design et variations absolue et d'utilité espérée lors du passage d'un niveau d'attribut à son niveau supérieur (source : travaux de l'auteur).

Dans le tableau 20, il peut être observé que les niveaux d'attributs varient autour de valeurs relativement réalistes (niveau 1) tout en ayant une variation d'utilité espérée, d'un niveau au suivant, très similaire, autour de 1,55€.

1.4.5. Conception du Design expérimental bayésien D-efficient

Comme cela a été expliqué et argumenté dans la section 1.3.1., le choix s'est porté sur le design Bayésien D-Efficient. Grâce au package « idifix » (Traets et al., 2020) du logiciel R, nous avons cherché la combinaison des 14 scénarios permettant de minimiser la D-erreur parmi un ensemble de combinaisons possibles de $1,78 \cdot 10^{52}$. La D-erreur est une mesure qui quantifie à quel point le design expérimental est bon ou mauvais pour extraire de

l'information des réponses des répondants. Une D-erreur plus basse indique un meilleur design. Les 14 premiers scénarios retenus à partir de l'utilisation du package R sont les suivants :

Alternatives	Durée (min)	Coût (€)	Risque décès	Risque blessure	Probabilité de choix (%)⁴³
S1 – itinéraire 1	52	10	1	3	41
S1 – itinéraire 2	28	5,5	22	93	59
S2 – itinéraire 1	52	5,5	22	93	22
S2 – itinéraire 2	36	10	1	138	78
S3 – itinéraire 1	52	5,5	22	3	79
S3 – itinéraire 2	44	10	1	138	21
S4 – itinéraire 1	52	5,5	1	138	43
S4 – itinéraire 2	28	10	22	3	57
S5 – itinéraire 1	28	7	22	138	25
S5 – itinéraire 2	52	10	1	3	75
S6 – itinéraire 1	52	10	1	48	20
S6 – itinéraire 2	28	5,5	15	138	80
S7 – itinéraire 1	52	5,5	22	3	42
S7 – itinéraire 2	28	10	1	138	58
S8 – itinéraire 1	52	5,5	15	3	80
S8 – itinéraire 2	28	10	8	138	20
S9 – itinéraire 1	52	5,5	1	138	79
S9 – itinéraire 2	28	10	22	93	21
S10 – itinéraire 1	28	10	15	3	87

⁴³ La probabilité de choix est estimée par le package « idifix » sur R en fonction des estimations préalables et des distributions associées.

S10 – itinéraire 2	52	7	1	138	13
S11 – itinéraire 1	52	5,5	1	138	61
S11 – itinéraire 2	28	10	22	48	39
S12 – itinéraire 1	52	10	22	3	38
S12 – itinéraire 2	44	5,5	22	138	62
S13 – itinéraire 1	44	10	15	3	80
S13 – itinéraire 2	44	5,5	22	138	20
S14 – itinéraire 1	28	7	1	138	85
S14 – itinéraire 2	44	7	22	3	15

Chevauchement de niveaux

Tableau 21 : Meilleur Design expérimental D-efficient, composé de 14 scénarios de deux alternatives, proposé par R⁴⁴

Dans le tableau 21, il peut être observé que la propriété d'équilibre des utilités, qui stipule qu'aucune alternative ne domine ou n'est dominée par celle à laquelle elle est associée, est respectée. En revanche, la propriété de chevauchement minimal, qui veut que deux alternatives d'un même scénario ne présentent aucun attribut de niveau identique, est enfreinte à trois reprises, dans les scénarios 12, 13 et 14. Bien que le chevauchement d'attributs simplifie l'arbitrage, il entraîne aussi une augmentation du nombre de réponses lexicographiques, ce qui est non souhaité. De ce fait, les trois chevauchements ont été corrigés :

-Dans le scénario 12, où les deux risques de décès valent 22 décès par an, nous avons réduit le risque de l'itinéraire 1 à 8 décès par an.

-Dans le scénario 13, les deux durées sont fixées à 44 minutes et la probabilité estimée que les répondants choisissent l'itinéraire 1 est de 80 %. Pour enlever le chevauchement, en réduisant cette probabilité relativement élevée, la désutilité associée à l'itinéraire 1 a été manuellement augmentée en augmentant sa durée de 8 minutes, faisant atteindre une durée totale de 52 minutes.

-Dans le scénario 14, les deux coûts de trajet sont à 7 euros et la probabilité estimée que les répondants choisissent l'itinéraire 1 est estimée à 85 %. Pour enlever le chevauchement, en réduisant cette probabilité relativement élevée, la désutilité associée à l'itinéraire 1 a été manuellement augmentée en augmentant son coût de 1,50 euro, faisant atteindre un coût total de 8,50 euros.

⁴⁴ A titre d'information, la D-erreur a été estimée à 0,0048 pour ce design.

L'application de ces changements a conduit au design expérimental suivant :

Alternatives	Durée (min)	Coût (€)	Risque décès	Risque blessure	Probabilité de choix (%)
S1 – itinéraire 1	52	10	1	3	41
S1 – itinéraire 2	28	5,5	22	93	59
S2 – itinéraire 1	52	5,5	22	93	22
S2 – itinéraire 2	36	10	1	138	78
S3 – itinéraire 1	52	5,5	22	3	79
S3 – itinéraire 2	44	10	1	138	21
S4 – itinéraire 1	52	5,5	1	138	43
S4 – itinéraire 2	28	10	22	3	57
S5 – itinéraire 1	28	7	22	138	25
S5 – itinéraire 2	52	10	1	3	75
S6 – itinéraire 1	52	10	1	48	20
S6 – itinéraire 2	28	5,5	15	138	80
S7 – itinéraire 1	52	5,5	22	3	42
S7 – itinéraire 2	28	10	1	138	58
S8 – itinéraire 1	52	5,5	15	3	80
S8 – itinéraire 2	28	10	8	138	20
S9 – itinéraire 1	52	5,5	1	138	79
S9 – itinéraire 2	28	10	22	93	21
S10 – itinéraire 1	28	10	15	3	87
S10 – itinéraire 2	52	7	1	138	13

S11 – itinéraire 1	52	5,5	1	138	61
S11 – itinéraire 2	28	10	22	48	39
S12 – itinéraire 1	52	10	8	3	> 38
S12 – itinéraire 2	44	5,5	22	138	< 62
S13 – itinéraire 1	52	10	15	3	< 80
S13 – itinéraire 2	44	5,5	22	138	> 20
S14 – itinéraire 1	28	8,5	1	138	< 85
S14 – itinéraire 2	44	7	22	3	> 15

Ajustements effectués

Tableau 22 : Design expérimental sans chevauchement d'attributs

A partir de ces 14 scénarios, 2 blocs de 7 scénarios ont été conçus. Dans chacun des 14 scénarios, une des deux alternatives présente des niveaux plus bas pour deux attributs spécifiques et des niveaux plus hauts pour les deux autres. Ainsi, l'arbitrage est toujours effectué deux à deux. Il y a d'ailleurs trois types d'arbitrage deux à deux : un coût et une durée plus faibles contre des risques de décès et de blessure plus faibles (type A), un coût et un risque de décès plus bas contre une durée et un risque de blessure plus bas (type B), et un coût et un risque de blessure plus faibles contre une durée et un risque de décès plus faibles (type C). On trouve cinq fois l'arbitrage de type A (scénarios 1, 5, 6, 12 et 13), quatre fois l'arbitrage de type B (scénarios 4, 9, 10 et 11), et cinq fois l'arbitrage de type C (scénarios 2, 3, 7, 8, 14).

Pour créer deux blocs homogènes de 7 scénarios, les 14 scénarios ont été répartis selon les niveaux d'attributs proposés et selon les types d'arbitrage. Dans le bloc 1, on retrouve trois arbitrages de type A, un arbitrage de type B et trois arbitrages de type C. Dans le bloc 2, il y a deux arbitrages de type A, trois arbitrages de type B et deux arbitrages de type C.

Alternatives	Durée (min)	Coût (€)	Risque décès	Risque blessure	Probabilité de choix (%)
S1 – itinéraire 1	52	10	1	3	41
S1 – itinéraire 2	28	5,5	22	93	59
S5 – itinéraire 1	28	7	22	138	25
S5 – itinéraire 2	52	10	1	3	75
S7 – itinéraire 1	52	5,5	22	3	42
S7 – itinéraire 2	28	10	1	138	58
S8 – itinéraire 2	28	10	8	138	20
S8 – itinéraire 1	52	5,5	15	3	80
S11 – itinéraire 1	52	5,5	1	138	61
S11 – itinéraire 2	28	10	22	48	39
S13 – itinéraire 1	52	10	15	3	< 80
S13 – itinéraire 2	44	5,5	22	138	> 20
S14 – itinéraire 1	28	8,5	1	138	< 85
S14 – itinéraire 2	44	7	22	3	> 15

Ajustements

Table 23 : Bloc 1 pour l'étude finale avec des ajustements de l'ordre des alternatives

Afin de limiter au maximum les biais potentiels, certaines alternatives d'un même scénario ont été interchangées pour éviter que la première alternative soit trop souvent associée avec le plus faible ou le plus fort niveau pour un même attribut. Ainsi, dans le tableau 23, il peut être observé que les alternatives du scénario 8 ont été interchangées. L'ordre de survenue des scénarios à quant à lui été rendu aléatoire par l'agence de sondage.

Alternatives	Durée (min)	Coût (€)	Risque décès	Risque blessure	Probabilité de choix (%)
S2 – itinéraire 1	52	5,5	22	93	22
S2 – itinéraire 2	36	10	1	138	78
S3 – itinéraire 2	44	10	1	138	21
S3 – itinéraire 1	52	5,5	22	3	79
S4 – itinéraire 1	52	5,5	1	138	43
S4 – itinéraire 2	28	10	22	3	57
S6 – itinéraire 1	52	10	1	48	20
S6 – itinéraire 2	28	5,5	15	138	80
S9 – itinéraire 1	52	5,5	1	138	79
S9 – itinéraire 2	28	10	22	93	21
S10 – itinéraire 1	28	10	15	3	87
S10 – itinéraire 2	52	7	1	138	13
S12 – itinéraire 2	44	5,5	22	138	< 62
S12 – itinéraire 1	52	10	8	3	> 38

Ajustements

Tableau 24 : Bloc 2 pour l'étude finale avec des ajustements de l'ordre des alternatives

Concernant le scénario visant à tester la rationalité des réponses des répondants, le même scénario a été utilisé pour les blocs avec l'itinéraire 1 qui domine strictement l'itinéraire 2 :

Test de rationalité	Durée (min)	Coût (€)	Risque décès	Risque blessure
Itinéraire 1	36	7	1	48
Itinéraire 2	44	7	1	93

Tableau 25 : Scénario testant la rationalité des répondants pour les deux blocs

II. Analyse descriptive des données Françaises de l'échantillon

II.1. Représentativité

Dans le cadre de notre étude VALOR, nous avons demandé à l'agence qui a assuré les enquêtes en ligne, d'avoir un échantillon de 2000 répondants par pays, majeurs, ayant une expérience de conduite sur autoroute datant de moins d'un an, représentatif de chacune des populations selon l'âge, le genre et la répartition géographique. Dans la thèse, les résultats présentés sont centrés sur la France.

II.1.1 Représentativité concernant l'âge et le genre

Genre/Âge	Distribution échantillon (%)	Distribution nationale (%)	Différence (%)
		Insee 2020	
Femmes 20-29 ans	8,5	7,3	1,2
Femmes 30-39 ans	9,6	8,4	1,2
Femmes 40-49 ans	10,6	8,5	2,1
Femmes 50-59 ans	9,4	8,8	0,6
Femmes 60-69 ans	10	8,3	1,7
Femmes > 69 ans	4	11,3	-7,3
Hommes 20-29 ans	6,8	7,3	-0,5
Hommes 30-39 ans	6	7,9	-1,9
Hommes 40-49 ans	7,2	8,3	-1,1
Hommes 50-59 ans	7,1	8,4	-1,3
Hommes 60-69 ans	12,9	7,4	5,5
Hommes > 69 ans	7,9	8,0	-0,1

Tableau 26 : Comparaison de la distribution des répondants par âge et par genre entre l'échantillon et la population réelle

Du point de vue de l'âge, la représentativité de l'échantillon est bonne. Le plus grand écart avec la population réelle réside dans la sous-représentation des femmes de plus de 69 ans qui représentent 4 % de l'échantillon contre 11,3 % de la population Française. Cette sous-représentation est partiellement compensée par la surreprésentation des hommes de plus de 69 ans qui représentent 12,9 % de l'échantillon contre 7,4 % de la population générale. Ces deux groupes d'individus sont les deux seuls à avoir des fréquences significativement

différentes d'après le test khi-deux. La proportion des plus de 69 ans dans l'échantillon demeure correcte. Compte tenu de la qualité globalement satisfaisante de l'échantillonnage, il a été choisi de ne pas redresser l'échantillon. Dans l'échantillon français, il y a 954 hommes (47,7 %), 1046 femmes (52,3 %) et aucun individu dans la catégorie « autre ». Ces chiffres coïncident avec la population nationale composée de 48,5 % d'hommes et 51,5 % de femmes.

II.1.2. Représentativité en termes de répartition géographique

Région	Distribution échantillon (%)	Distribution nationale (%)	Différence (%)
Auvergne-Rhône-Alpes	12,2	12	0,2
Bourgogne-Franche-Comté	4,4	4,1	0,3
Bretagne	5,2	5	0,2
Centre-Val-de-Loire	4	3,8	0,2
Corse	0,7	0,5	0,2
Grand Est	8,7	8,2	0,5
Hauts-de-France	9	8,9	0,1
Île-de-France	18,5	18,3	0,2
Normandie	5,1	4,9	0,2
Nouvelle-Aquitaine	9,2	8,9	0,3
Occitanie	9,2	8,8	0,4
Pays de la Loire	5,9	5,7	0,2
Provence-Alpes-Côte d'Azur	7,9	7,5	0,4
Départements d'Outre-mer	0	3,3	-3,3

Tableau 27 : Comparaison de la distribution des répondants par région entre l'échantillon et la population réelle

Les répondants sont uniquement de France métropolitaine, excluant de fait les 3,3% de Français habitants dans les départements d'outre-mer. Hormis cela, la répartition géographique est très bonne et le test Khi-deux ne permet pas d'identifier d'autres différences significatives.

II.2. La rationalité des répondants

Pour s'assurer que les répondants prenaient des décisions rationnelles dans leurs arbitrages, nous avons ajouté le huitième scénario ci-dessous, pour l'ensemble des répondants, où l'itinéraire 1 est strictement meilleur que l'itinéraire 2 étant donné que l'itinéraire 1 est aussi coûteux et avec un risque de décès identique à l'itinéraire 2 tout en étant plus rapide et associé à un risque de blessure grave moindre. Parmi nos 8003 répondants, 445 (5,6 %) ont choisi l'itinéraire 2 à ce scénario. On peut donc estimer qu'environ 11 %⁴⁵ des répondants répondent de manière irrationnelle ou au hasard lors du choix d'une partie des itinéraires. Nous avons exclu ces 445 répondants de l'estimation car répondre de manière irrationnelle ou au hasard conduit à biaiser les estimations.

⁴⁵ En supposant que les 5,6 % de répondants « irrationnels » répondent en fait au hasard, avec une probabilité de se tromper de 50 %, puisqu'une alternative sur les deux s'avère être le choix rationnel.

Quel itinéraire choisissez-vous ?





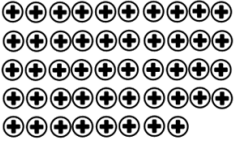
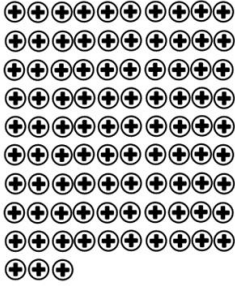
1	2
Itinéraire 1	Itinéraire 2
7 €	7 €
36 minutes 	44 minutes 
1 automobiliste / an 	1 automobiliste / an 
48 automobilistes gravement blessés / an * 	93 automobilistes gravement blessés / an * 
*20 millions de voitures par an	*20 millions de voitures par an

Tableau 28 : Scénario dominant proposé pour tester la rationalité des répondants

II.3. Le biais de lexicographie

Lorsqu'un individu est confronté à des situations de choix complexes dans lesquels l'exercice de maximisation de l'utilité est difficile, il a tendance à recourir à ce qu'on appelle des « heuristiques » comme l'ont expliqué Kahneman et Tversky (Kahneman et Tversky, 1972). Cette notion rassemble tous les principes de raisonnement simples visant à réduire la

complexité de la tâche de la décision. Parmi ces nombreux raisonnements, l'identification et le traitement des biais s'est porté sur les réponses irrationnelles, lexicographiques et incohérentes. Le comportement ou la stratégie lexicographique consiste à toujours privilégier le choix où le même attribut est associé à la meilleure valeur. Dans notre contexte de choix de route où les quatre attributs sont tous associés à une désutilité, la meilleure valeur d'un attribut est la valeur la plus basse. Un comportement lexicographique est une source de biais d'estimation et il est par conséquent important de l'identifier, ce que nous ferons dans la première section de cette partie. Par ailleurs, ce n'est pas parce que les réponses d'un répondant sont les mêmes qu'une personne qui aurait employé une stratégie lexicographique, que ce répondant a forcément utilisé cette heuristique. Dans la deuxième section, nous proposerons des méthodes pour distinguer les réponses lexicographiques liées à une stratégie lexicographique de celles imputables à d'autres motifs.

II.3.1. Identification des réponses lexicographiques

Dans chaque scénario, les répondants ont le choix, sept fois d'affilée, entre un itinéraire 1 et un itinéraire 2 où chaque attribut est associé à un niveau strictement différent d'un itinéraire à l'autre. Ainsi, pour considérer qu'un répondant a arbitré de manière lexicographique, il faut d'abord identifier les quatre séquences de sept choix, une pour chaque attribut, associée à un arbitrage lexicographique. Etant donné que nous avons créé deux blocs de sept scénarios différents, les séquences de réponses lexicographiques ne sont pas les mêmes en fonction du bloc. Pour les répondants qui ont été confrontés au premier bloc, les séquences lexicographiques pour chacun des attributs sont les suivantes :

-Par rapport à la durée de trajet : 2121221

-Par rapport au coût de trajet : 2112122

-Par rapport au risque de décès : 1221111

-Par rapport au risque d'être blessé : 1212212

Dans le bloc 2, les séquences lexicographiques sont les suivantes :

-Par rapport à la durée de trajet : 2122121

-Par rapport au coût de trajet : 1212211

-Par rapport au risque de décès : 2211112

-Par rapport au risque d'être blessé : 1121222

Dans chaque bloc, il y a quatre séquences lexicographiques parmi 128 séquences possibles soit 3.1%.

Dans le bloc 1, il y a eu 1375 (36,5%) répondants lexicographiques sur 3769 :

-648 répondants (17,2%) ont répondu de manière lexicographique par rapport à la durée de trajet.

-232 répondants (6,2%) ont répondu de manière lexicographique par rapport au coût de trajet.

-297 répondants sur (7,9%) ont répondu de manière lexicographique par rapport au risque d'être tué.

-198 répondants sur (5,3%) ont répondu de manière lexicographique par rapport au risque d'être blessé.

Dans le bloc 2, il y a eu 1138 (30%) répondants lexicographiques sur 3789 :

-343 répondants sur (9,1%) ont répondu de manière lexicographique par rapport à la durée de trajet.

-317 répondants sur (8,3%) ont répondu de manière lexicographique par rapport au coût de trajet.

-408 répondants sur (10,8%) ont répondu de manière lexicographique par rapport au risque d'être tué.

-71 répondants sur (1,9%) ont répondu de manière lexicographique par rapport au risque d'être blessé.

Au total, nous avons eu 2513 répondants lexicographiques sur 7557 (33,2%) :

-991 répondants (13,1%) ont répondu de manière lexicographique par rapport à la durée de trajet.

-548 (7,3%) ont répondu de manière lexicographique par rapport au coût de trajet.

-705 (9,3%) ont répondu de manière lexicographique par rapport au risque d'être tué.

-269 (3,6%) ont répondu de manière lexicographique par rapport au risque d'être blessé.

La décomposition des réponses lexicographiques par pays est présentée dans le tableau 29 :

		France	Belgique	Allemagne	Pays-Bas	Total
Durée		189	285	232	285	991
Coût		174	147	89	138	548
Risque décès		184	170	185	166	705
Risque blessure		69	62	74	64	269
Total		616	664	580	653	2513

Tableau 29 : répartition des réponses lexicographiques par pays et par attribut.

Etant donné que le nombre de répondants est le même dans chacun des quatre pays, le tableau 29 nous permet de tirer plusieurs observations :

- Le nombre de réponses lexicographiques est quasiment identique concernant les deux attributs de risque.
- Les différences de répartition se situent principalement au niveau des attributs de durée et de coût.
- La Belgique et les Pays-Bas ont davantage de réponses lexicographiques par rapport à la durée que l'Allemagne et surtout que la France.
- La France a davantage de réponses lexicographiques par rapport au coût que les trois autres pays et notamment que l'Allemagne.
- La Belgique et les Pays-Bas ont une répartition des réponses lexicographiques très similaires.

II.3.2. Traitement des réponses lexicographiques

Avoir une séquence de réponses associable à une stratégie lexicographique ne signifie pas forcément que le répondant ait des préférences lexicographiques et peut en fait avoir six causes différentes. Certaines sont légitimes et rationnelles et d'autres apparaissent comme peu rationnelles ou incompatibles avec l'hypothèse de maximisation de l'utilité :

- Les différences entre les niveaux des différents attributs dans les alternatives du design expérimental sont déséquilibrées pour certains répondants. Ceux-ci vont alors considérer un seul attribut dans leur arbitrage car ils estiment que sa variation de niveau entraîne des variations d'utilité supérieures à l'ensemble des variations associées aux autres attributs. C'est l'unique cas où l'on peut garder les réponses lexicographiques car l'individu a considéré l'ensemble des options mais les variations d'un attribut entraînant des variations d'utilité supérieures à l'avantage tiré de l'utilité associée à la variation des autres attributs dans chacun des scénarios. Étant donné que le design expérimental a été équilibré sur la base d'estimations préalables moyennes, les individus ayant donné cette raison doivent forcément avoir une

valeur significativement supérieure à la moyenne pour l'attribut qu'ils privilégient. Pour s'assurer de cela, nous avons ajouté une question de type « évaluation contingente » visant à estimer le consentement à payer (CAP) pour réduire l'attribut en question. Ce point qui va être présenté dans la suite de la section, consiste à comparer le CAP des individus ayant une séquence lexicographique pour un attribut donné au CAP des individus non lexicographiques, pour le même attribut. Si l'individu a une forte préférence pour l'attribut en question, son CAP doit être supérieur à la moyenne des répondants non lexicographiques. A l'inverse, cela signifiera que l'individu a employé une stratégie lexicographique et qu'il est une source de biais pour les estimations.

-Le répondant ne considère pas tous les attributs dans le but de simplifier son arbitrage. Ce genre de stratégie biaise les estimations en attribuant une utilité nulle aux attributs non considérés puisque la variation de ceux-ci n'impactera jamais le choix.

-Le répondant ne conçoit pas à céder une petite quantité d'un attribut même pour baisser de manière très importante le niveau des autres attributs. Dans ce cas, le consentement à payer pour réduire le niveau de cet attribut est théoriquement infini.

Pour séparer ces trois motifs parmi nos répondants ayant une séquence lexicographique, nous avons d'abord demandé aux répondants quelle était la raison de leurs arbitrages lexicographiques entre ces propositions :

-Le choix était trop complexe, je me suis donc concentré uniquement sur cet attribut.

-J'ai également pris en compte les autres attributs mais la variation de cet attribut était trop forte par rapport à celle des autres attributs.

-Je prendrai toujours le chemin avec le plus faible niveau de cet attribut, même si les niveaux des autres attributs étaient très élevés.

A partir de ces réponses nous avons décidé d'exclure de l'analyse principale ceux qui optaient pour les réponses 1 et 3 et d'utiliser un test supplémentaire pour ceux qui choisissaient la réponse 2.

En dehors de ces questions, comme cela a été expliqué dans le premier point, nous avons ajouté des questions de type évaluation contingente pour essayer de distinguer davantage les réponses lexicographiques dues à des stratégies de simplification, des réponses lexicographiques dues à des préférences relativement très fortes pour un attribut. Pour ce faire, nous avons adapté une méthode mise en avant par Saelensminde (2006) qui consiste à comparer les valeurs de consentement à payer par l'évaluation contingente des individus ayant eu une séquence lexicographique par rapport aux valeurs de consentement à payer des individus ayant une séquence non lexicographique. En théorie et d'après cet article, les répondants traduisant leurs préférences réelles par une séquence lexicographique devraient avoir un consentement à payer significativement plus haut que la moyenne des personnes non lexicographiques à partir des résultats de l'évaluation contingente. Les répondants ayant eu une séquence lexicographique en ayant appliqué une stratégie de simplification devraient avoir un consentement à payer qui n'est pas supérieur à la moyenne. De plus, cette méthode est complétée par la vérification du fait que ces répondants, qui accordent dans leurs

réponses, une grande importance à un seul attribut, ont déclaré que l'attribut en question était important ou très important dans l'arbitrage. Cette étape a été rendue possible grâce à une question qui a été introduite dans le questionnaire. Les traitements des répondants ayant des réponses associables à des choix lexicographiques ont été appliqués sur l'ensemble des 8003 répondants des quatre pays⁴⁶.

Raisons	Attributs	Durée	Coût	Risque de décès	Risque de blessure	Total
	Simplification	105	77	149	39	370
	Variation trop forte de l'attribut concerné	244	112	153	66	575
	Variation trop faible des autres attributs	110	73	38	25	246
	Impossibilité de concéder l'attribut concerné	493	242	340	128	1203
	Autres	27	19	4	1	51
	Je ne sais pas	12	25	21	10	68

Tableau 30 : Répartition des raisons données pour avoir répondu de manière lexicographique

Parmi les 2 513 répondants ayant eu une séquence de réponses pouvant être associée à de la lexicographie, nous avons dans un premier temps exclu de l'analyse principale, les 370 répondants (14,7 %) qui ont avoué avoir simplifié l'arbitrage, les 1203 répondants (47,9 %) qui ont en théorie une utilité infinie pour un attribut et les 119 répondants (4,7 %) qui ont donné d'autres raisons ou qui ne savaient pas. A ce stade, il nous restait 821 répondants (32,7 %) qui ont privilégié un attribut car il était associé à des variations d'utilité a priori plus importante que la somme des variations des utilités des autres attributs. Ces individus accordent une grande importance à l'attribut concerné dans l'arbitrage des itinéraires et doivent avoir un consentement à payer pour cet attribut significativement supérieur au reste des répondants.

⁴⁶ Nous n'avons pas observé de différences significatives dans les réponses lexicographiques d'un pays à l'autre.

		Temps	Coût	Risque de décès	Risque de blessure	Total
Sans importance		2	2	5	1	10
Plutôt sans importance		5	6	8	6	25
Plutôt important		56	54	55	32	197
Important		291	123	123	52	589

Tableau 31 : Importance déclarée dans l'arbitrage des itinéraires, par rapport à l'attribut à l'origine des réponses lexicographiques

A l'issue de cette vérification, nous avons retiré les 35 répondants qui accordent une faible importance à l'attribut qu'ils avaient systématiquement privilégié dans leur choix d'itinéraires. Pour les 786 répondants restants, nous souhaitons comparer leur consentement à payer individuel, déterminé par évaluation contingente, pour l'attribut qu'ils ont privilégié systématiquement, au consentement à payer pour le même attribut dans la population des répondants sans séquence lexicographique. Cette méthode, développée dans les travaux de Saelensminde (2006) n'ayant pu être faite que pour l'attribut de temps et le risque de décès, car la longueur du questionnaire était contrainte, nous avons à défaut conservé dans l'analyse principale les 177 répondants restants lexicographiques par rapport au coût (sur 548 initialement) et les 84 répondants restants lexicographiques par rapport au risque de blessure (sur 269 initialement).

	Temps	Risque de décès
Moyenne non lexicographique	17,69€/heure	10,45M€
Moyenne lexicographique	14,82€/heure	14,79M€
Lexicographique au-dessus	103	119
Lexicographique en-dessous	244	59

Tableau 32 : Comparaison des consentements à payer entre les répondants non lexicographiques et les répondants ayant des réponses lexicographiques non imputables à de la simplification ou à de l'irrationalité.

Dans le tableau 32, on dénombre 244 répondants lexicographiques par rapport à la durée qui ont une valeur du temps, déterminée par évaluation contingente, inférieure à la moyenne des individus non lexicographiques par rapport à cet attribut. De même, 59 répondants lexicographiques par rapport à l'attribut de risque de décès sont sous la moyenne des non-lexicographiques. De ce fait, en appliquant les concepts de la méthode développés par Saelensminde (2006), ces répondants ont été retiré de l'échantillon d'analyse principale.

Attributs	Individus lexicographiques (%)
Durée	888 (44)
Coût	371 (18)
Risque de décès	586 (29)
Risque de blessure grave	185 (9)
Total	2 030 (100)

Tableau 33 : Dénombrement final des individus lexicographiques, par attribut.

L'ensemble de ces étapes nous a permis de distinguer 483 répondants non lexicographiques parmi les 2 513 identifiés initialement. Ces répondants présentent une forte probabilité d'avoir répondu de manière lexicographique du fait de leur forte préférence pour un des quatre attributs. Dans les modélisations économétriques qui ont suivi, l'analyse est basée sur un échantillon de 5 527 répondants excluant 445 répondants (5,6 %) ayant eu une réponse irrationnelle et 2 030 répondants (25,4 %) identifiés comme lexicographiques. Le schéma xx présente les étapes qui entraînent le passage de notre échantillon de base de 8003 répondants à notre échantillon d'analyse :

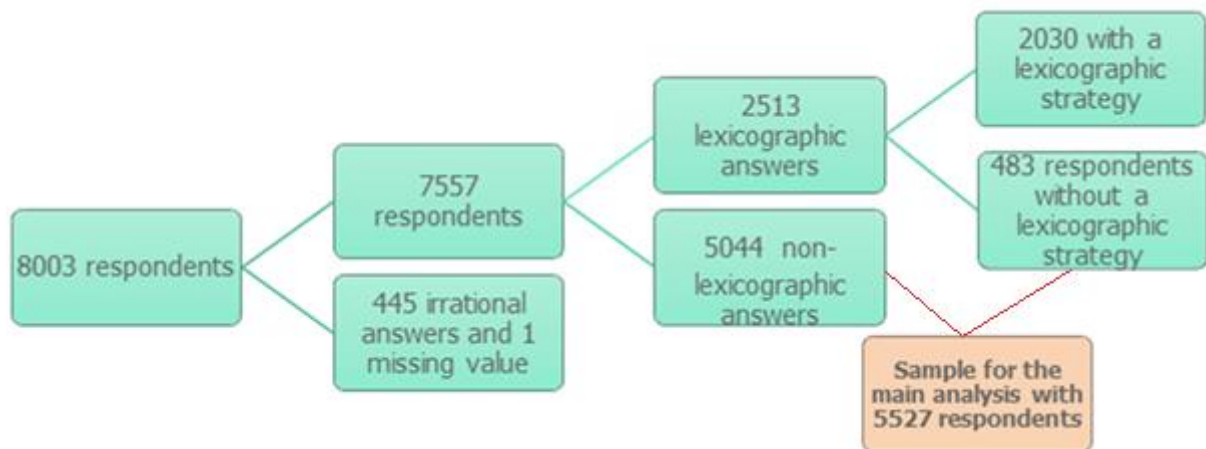


Figure 9 : Identification de l'échantillon utilisé pour l'analyse empirique finale

II.4. La cohérence dans les réponses des répondants

En plus des réponses lexicographiques, les études de préférences déclarées sont généralement exposées à des réponses incohérentes, qui peuvent avoir un impact significatif sur la valorisation des consentements à payer (Saelensminde, 2002). Afin de minimiser au maximum les biais d'estimations potentiels, cette section présente l'identification d'une partie des réponses incohérentes puis aborde la quantification de l'impact de celles-ci sur les résultats d'estimation.

II.4.1. Identification des réponses incohérentes

Alternatives	Durée (min)	Coût (€)	Risque décès	Risque blessure	X Valeur du temps pour l'indifférence (€/h) ⁴⁷	Y VVS pour l'indifférence (M€) ⁴⁸	Z VBG pour l'indifférence (M€) ⁴⁹
S1 – 1*	52	10	1	3	-11,3	4,3	1,0
S1 – 2	28	5,5	22	93			
S2 – 1	28	7	22	138	-7,5	2,9	0,4
S2 – 2	52	10	1	3			
S3 – 1	52	5,5	22	3	11,3	4,3	-0,7
S3 – 2	28	10	1	138			
S4 – 1	28	8,5	1	138	5,6	1,4	-0,2
S4 – 2	44	7	22	3			
S5 – 1	52	5,5	1	138	11,3	-4,3	1,0
S5 – 2	28	10	22	48			
S6 – 1	52	10	15	3	-33,8	12,9	0,7
S6 – 2	44	5,5	22	138			
S7 – 1	28	10	8	138	11,3	12,9	-0,7
S7 – 2	52	5,5	15	3			

*Scénario 1, itinéraire 1

Tableau 34 : Bloc 1 du design expérimental utilisé pour la moitié des répondants

⁴⁷ En ne considérant que le temps et l'argent comme attributs de l'arbitrage.

⁴⁸ En ne considérant que le risque de décès et l'argent comme attributs de l'arbitrage.

⁴⁹ En ne considérant que le risque de blessure et l'argent comme attributs de l'arbitrage.

Alternatives	Durée (min)	Coût (€)	Risque décès	Risque blessure	X Valeur du temps pour l'indifférence (€/h)	Y VVS pour l'indifférence (M€)	Z VBG pour l'indifférence (M€)
S8 – 1*	52	5,5	22	93	16,9	4,3	-2,0
S8 – 2	36	10	1	138			
S9 – 1	28	10	15	3	7,5	-4,3	0,4
S9 – 2	52	7	1	138			
S10 – 1	52	5,5	1	138	11,3	-4,3	0,7
S10 – 2	28	10	22	3			
S11 – 1	52	10	1	48	-11,3	6,4	1,0
S11 – 2	28	5,5	15	138			
S12 – 2	44	10	1	138	33,8	4,3	-0,7
S12 – 1	52	5,5	22	3			
S13 – 1	52	5,5	1	138	11,3	-4,3	2,0
S13 – 2	28	10	22	93			
S14 – 1	44	5,5	22	138	-33,8	6,4	0,7
S14 – 2	52	10	8	3			

*Scénario 8, itinéraire 1

Tableau 35 : Bloc 2 du design expérimental utilisé pour la moitié des répondants

Dans chacun des deux blocs de 7 scénarios, il existe des combinaisons de deux choix qui ne sont pas cohérentes du point de vue de la transitivité. Dans le bloc 1, il n'est pas cohérent de préférer simultanément l'itinéraire 3.1 à l'itinéraire 3.2 et l'itinéraire 7.1 à l'itinéraire 7.2. En effet, si on pose 3.1 = A, 3.2 = B, 7.1 = C et 7.2 = D on a, du point de vue de l'utilité des itinéraires respectifs :

$A < D$ et $B > C$

Si un individu déclare qu'il considère que $A > B$ alors on peut en déduire que :

$A > B > C$ et comme $D > A$ on a $D > A > B > C$ ce qui rend incohérent le fait de préférer simultanément A à B et C à D.

Dans le tableau 35, cela se traduit par le fait que les valeurs d'indifférence du scénario 3 sont toutes inférieures (pour le décès) ou égales (pour le temps et le blessé) aux valeurs d'indifférence du scénario 7. Ainsi, dans le bloc 1, chacune des séquences de réponse sous la

forme XX1XXX1 sont incohérentes. Cette recherche des situations de viol de la transitivité peut être répétée pour chacun des 14 scénarios des deux blocs du design expérimental. En procédant ainsi dans le bloc 2, il n'est pas cohérent de préférer en même temps l'itinéraire 8.2 à l'itinéraire 8.1 et l'itinéraire 9.2 à l'itinéraire 9.1, l'itinéraire 8.2 à l'itinéraire 8.1 et l'itinéraire 13.2 à l'itinéraire 13.1, l'itinéraire 9.1 à l'itinéraire 9.2 et l'itinéraire 13.2 à l'itinéraire 13.1 ainsi que l'itinéraire 10.1 à l'itinéraire 10.2 et l'itinéraire 14.1 à l'itinéraire 14.2. Dans le bloc 2, les séquences de réponses sous la forme X22XXXX, X2XXX2X, XX1XX2X et XXX1XX1 ne sont pas cohérentes.

II.4.2. Traitement des réponses incohérentes

Tout d'abord, il faut noter que dans le design mis en place par l'équipe VALOR, aucune séquence de réponses lexicographiques n'est compatible avec une séquence de choix incohérents. Ainsi, le retranchement des répondants lexicographiques n'a exclu aucune incohérence et les deux problèmes sont indépendants. Dans le bloc 1, nous avons obtenu 391 répondants avec des choix incohérents (9,8 %) dont 51 sont irrationnels (13 %). Dans le bloc 2, nous avons obtenu 697 répondants incohérents (17,4 %) dont 100 sont irrationnels (14,3 %). Au total, 1088 répondants ont au moins un choix incohérent (13,6 %). Parmi ces répondants, 151 ont répondu de manière incorrecte au scénario testant la rationalité (13,9 %) ce qui peut laisser penser que plus d'un répondant avec des choix incohérents sur quatre⁵⁰ répond de manière irrationnelle. Cette observation met en exergue le fait que les répondants avec des réponses incohérentes répondent 3,2 fois plus de manière incorrecte⁵¹ que les autres au scénario testant la rationalité. Enlever les incohérences de choix réduit la taille de l'échantillon de 937 répondants et le conduit à une taille de 4390 répondants.

Coefficients	Echantillon global (5 527 répondants)	Echantillon sans incohérence (4390 répondants)
Coût	-0,240***	-0,415***
Durée	-0,065***	-0,111***
Risque de décès	-0,074***	-0,123***
Risque de blessure	-0,011***	-0,019***
VVS	6,19 M€	5,91 M€
<i>[Min, Médiane, Max]</i>	<i>[3,21, 6,20, 8,98]</i>	<i>[2,51, 5,90, 8,96]</i>
<i>Ecart-type</i>	<i>0,86 M€</i>	<i>1,08 M€</i>

⁵⁰ Les répondants ont une chance sur deux de se tromper au scénario testant la rationalité. Avec 13,9 % d'erreur, on peut supposer qu'environ 27,8 % des répondants avec des choix incohérents ont répondu correctement par chance puisqu'avec deux choix possibles par scénario, répondre aléatoirement est associé à un taux de réussite de 50 %.

⁵¹ Parmi les 6 914 répondants sans choix incohérent, 294 ont mal répondu au scénario testant la rationalité (4,3 %). On peut supposer qu'environ 8,6 % des répondants sans incohérence de choix répondent incorrectement au scénario testant la rationalité.

VBG	0,95 M€	0,92 M€
<i>[Min, Médiane, Max]</i>	<i>[0,43, 0,95, 1,37]</i>	<i>[0,34, 0,91, 1,37]</i>
<i>Ecart-type</i>	<i>0,19 M€</i>	<i>0,23 M€</i>
VT	16,1 €/h	15,9 €/h
<i>[Min, Médiane, Max]</i>	<i>[-6,8, 14,7, 36,6]</i>	<i>[-4,7, 15,0, 32,1]</i>
<i>Ecart-type</i>	<i>12,9 €/h</i>	<i>9,1 €/h</i>
AIC	48 734	47 350
Log-vraisemblance ajustée¹	-24 362	-23 668

Niveaux de significativité : *** < 0,001, ** < 0,01, * < 0,05

1 : La log-vraisemblance a été ajustée par rapport aux différences de taille des échantillons

Tableau 36 : Comparaison des résultats d'estimation du modèle économétrique final appliqué à l'échantillon d'analyse et au même échantillon sans les réponses incohérentes identifiées.

Retirer les répondants qui ont eu au moins une réponse incohérente améliore très légèrement les critères d'information d'Akaike AIC⁵² (-2,9 %) et la log-vraisemblance (+2,9 %). Au niveau des estimations, la VVS diminue de 4,5 %, la VBG baisse de 3,2 % et la valeur du temps baisse de 1,2 %. Contrairement aux résultats des travaux de Saelensminde (2002), l'exclusion des réponses non cohérentes ne conduit pas à des variations particulièrement significatives des valeurs. Cette observation, couplée au fait que les répondants ayant eu deux réponses incohérentes l'une par rapport à l'autre ne se soient pas forcément « trompés » pour les cinq autres scénarios, nous a conduit à décider de ne pas retirer les réponses incohérentes de l'échantillon d'analyse. En conclusion, nous avons décidé de conserver les 5 527 répondants des quatre pays pour l'analyse principale.

II.5. Recodage de variables pour la modélisation

Certaines variables étaient présentées sous une forme adaptée à une enquête mais peu appropriée à une utilisation économétrique. Voici une liste de ces variables, de leurs modalités initiales et de la transformation que nous leur avons appliquée :

-**Le revenu mensuel du ménage** était initialement distribué en 8 catégories : « moins de 1000 euros », « entre 1000 et 2000 euros », « entre 2000 et 3000 euros », « entre 3000 et 4000 euros », « entre 4000 et 5000 euros », « plus de 5000 euros », « je ne sais pas » et « je ne préfère ne pas répondre ». Pour remplacer les classes non extrêmes, nous avons pris les centres de classe. Ensuite, pour les classes extrêmes nous avons effectué une analyse des composantes multiples (ACM) pour savoir à quelle classe correspondait le mieux les réponses « je ne sais pas » et « je ne préfère ne pas répondre ». Etant donné qu'il est recommandé que chaque modalité soit représentée avec une fréquence d'au moins 5 % pour effectuer une

⁵² Mesure de la qualité d'un modèle statistique proposée par Hirotogu Akaike en 1973.

ACM, nous avons dû regrouper la modalité « moins de 1000 euros », dont la fréquence est de 3,9 %, avec la modalité « 1500 euros » et la modalité « je ne sais pas », dont la fréquence est de 2,5 %, à la modalité « Je ne préfère ne pas répondre ». Voici la projection des modalités sur le graphe de l'ACM à deux dimensions :

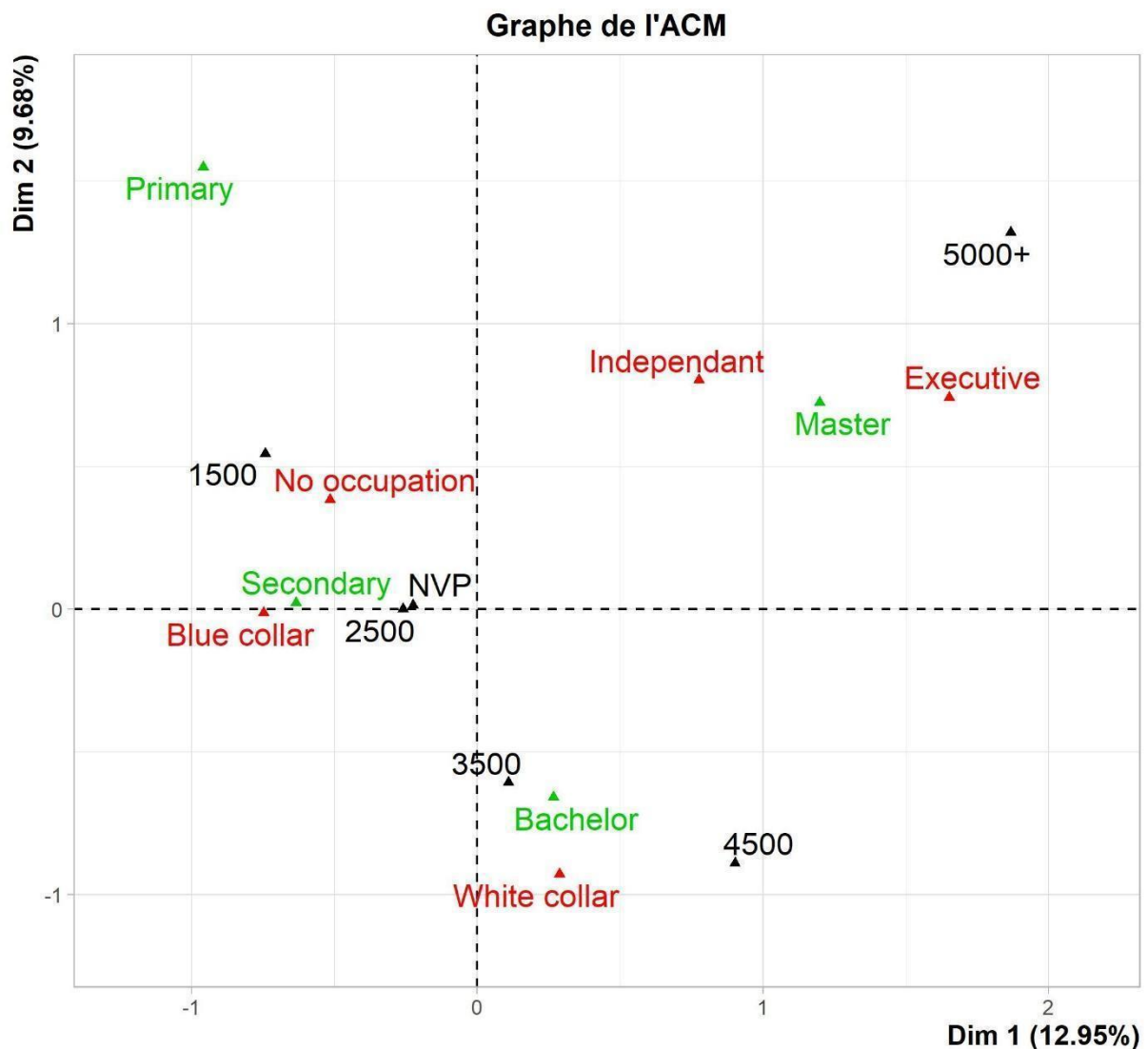


Figure 10 : Graphique de l'Analyse à composantes multiples des variables éducation et de l'activité professionnelle

L'Analyse en composante multiple (ACM) indique que toutes les modalités avaient des coordonnées significativement différentes de zéro. Nous voyons que la dimension xxx a une certaine logique : le niveau de diplôme et de salaire sont corrélés avec la dimension 1. De même, les ouvriers et les personnes sans occupation professionnelle sont situés bien plus à gauche sur le graphique que les indépendants et les cadres. Ainsi, une corrélation apparaît entre niveau de diplôme, revenu du ménage et statut professionnel. Utiliser ces trois variables dans le modèle économétrique est une source potentielle de multicollinéarité, ce qui nous a conduit à ne pas introduire simultanément ces trois variables. La combinaison des modalités

« Je ne sais pas » et « je préfère ne pas répondre », appelée « NVP » sur le graphique a des coordonnées extrêmement proches de la modalité « 2500 euros » qui s'avère aussi être le salaire médian de notre échantillon. De ce fait, nous avons remplacé les valeurs manquantes par cette dernière.

Pour les valeurs extrêmes, nous avons choisi « 800 euros » pour la modalité minimale et « 6000 euros » pour la modalité maximale, en sachant que nos modalités extrêmes représentent respectivement 3,9 % et 7,3 % de l'échantillon et que l'Insee a montré qu'en 2019 en France, le premier décile des ménages avait un revenu inférieur à 1 136 euros par mois et le 9^{ème} décile avait un revenu supérieur à 5 268 euros par mois.

Variable qualitative	Variable quantitative	Fréquence (%)
Moins de 1000€	800€	19,4
Entre 1000€ et 2000€	1 500€	24,6
Entre 2000€ et 3000€	2 500€	19,7
Entre 3000€ et 4000€	3 500€	11,9
Entre 4000€ et 5000€	4 500€	7,3
Plus de 5000€	6 000€	3,9
Je ne sais pas	2 500€	2,6
Je préfère ne pas répondre	2 500€	10,6

Tableau 37 : Transformation de la variable de revenu d'une variable qualitative à une variable quantitative

-Le motif de trajet était initialement décomposé en neuf modalités présentées dans la colonne de gauche du tableau 38. Nous avons regroupé ces 9 modalités en trois groupes comme on peut le voir dans la deuxième colonne du tableau 38 : les activités contraintes, les activités de loisirs et les autres activités. Ce regroupement est basé sur le fait que la valeur du temps est généralement corrélée avec la contrainte qui pèse sur le motif de déplacement. Il permet en même temps d'avoir une modélisation économétrique plus robuste avec trois modalités ayant des fréquences similaires.

Modalités initiales	Modalités transformées	Fréquence par modalité (%)	
Aller au travail	Activités contraintes	19,5	31,6
Aller vers son lieu de formation		2,8	
Prendre/déposer quelqu'un		5,4	
Voyage professionnel		3,9	
Activités de loisirs	Activités de loisirs	22,1	33,3
Vacances		11,2	
Faire des commissions	Autres activités	17,8	36,1
Rendre visite à quelqu'un		16,4	
Autres		0,9	

Tableau 38 : Transformation de la variable de motifs de déplacement pour obtenir des classes plus petites et homogènes

A l'issue de ces transformations de variables, on a conservé trois modalités qui se répartissent chacune autour d'un tiers du total des répondants.

Par ailleurs, dans l'optique de comprendre au mieux les préférences des répondants vis-à-vis des risques routiers, nous avons posé deux questions relatives à l'expérience en matière d'accident de la route, vécues ou non, par le répondant et par ses proches. Pour chacune des propositions l'interrogé devait répondre par oui ou par non :

1. *Avez-vous déjà été impliqué(e) dans un accident de la route dans lequel...*

- a. il y a eu seulement des dégâts matériels.*
- b. vous avez été légèrement blessé(e).*
- c. une autre personne a été légèrement blessé(e).*
- d. vous avez été gravement blessé(e).*
- e. une autre personne a été gravement blessé(e).*
- f. une personne est décédée.*

2. *Connaissez-vous quelqu'un (un membre de votre famille ou un(e) ami(e)) qui a déjà été impliqué(e) dans un accident de la route et qui...*

- a. a été légèrement blessé(e).*
- b. a été gravement blessé(e).*
- c. est décédé(e).*

Contexte	Implication personnelle dans un accident avec	Implication personnelle ou quelqu'un d'autre est victime avec	Implication d'un proche dans un accident avec
Conséquences			
Dommages matériels uniquement	37,7 %		
Blessure légère	17,9 %	12,8 %	40,1 %
Blessure grave	7,4 %	6,9 %	18,7 %
Décès		4,6 %	15,1 %

% : Fréquence de « oui » dans l'échantillon

X : Question non posée

Tableau 39 : Expériences antérieures relatives aux accidents de la route

A partir de ces deux questions, il y a 9 modalités sur les expériences des accidents de la route et 256 combinaisons de réponses possibles⁵³ sur les expériences liées aux accidents de la route. Pour résumer l'information fournie par ces questions, nous avons décidé de créer trois variables :

-Une variable décomptant de 0 à 6 la somme des « oui » de la première et deuxième colonne du tableau 39 concernant l'implication personnelle dans un accident de la route. Notre hypothèse de base était qu'un individu ayant une plus grande valeur à cette variable aurait tendance à davantage tenir compte des risques routiers dans ses arbitrages étant donné qu'il a déjà subi les conséquences humaines des accidents de la route.

-Une variable prenant la valeur « 1 » pour les individus ayant été personnellement impliqués dans un accident avec uniquement des dommages matériels et n'ayant aucun proche impliqué dans un accident associé à des blessures.

-Une variable décomptant de 0 à 3 la somme des « oui » de la troisième colonne du tableau 39 relative à l'implication de proches, blessés ou tués dans un accident de la route.

III. Application des modèles usuels : Modèle Logit Multinomial et Modèle Logit Multinomial Mixte.

III.1. Modèle Logit Multinomial sur l'échantillon d'analyse principale

Pour appliquer un MLM standard, nous avons utilisé le package « mlogit » (Croissant Y., 2019) disponible sous R. Ce modèle suppose que le choix est homogène entre les individus

⁵³ La première colonne est associée à 4 combinaisons (aucun dégât, dommages matériels uniquement, blessure légère et blessure grave) et la deuxième et troisième colonne permettent 8 combinaisons potentielles (aucun dégât, blessure légère, blessure grave, décès, blessure légère et grave, blessure légère et décès, blessure grave et décès, blessure légère et grave et décès) ce qui fait un total de $4 \times 8 \times 8 = 256$ combinaisons au total.

et que celui-ci dépend uniquement du niveau des quatre attributs. Les résultats de cette modélisation, appliquée aux quatre pays et à la France sont disponibles ci-dessous :

Coefficients	Echantillon global (5 527 répondants)	France (1 385 répondants)
Coût	-0,1483***	-0,1688***
Durée	-0,042***	-0,0368***
Risque de décès	-0,047***	-0,0447***
Risque de blessure	-0,008***	-0,0073***
VVS	6,29 M€	5,30 M€
VBG	1,02 M€	0,87 M€
VT	17,0 €/h	13,1 €/h
AIC	51 619	13 029
Log-vraisemblance	-25 805	-6 510

Niveaux de significativité : *** < 0,001, ** < 0,01, * < 0,05

Tableau 40 : Résultats de l'application du MLM à l'échantillon d'analyse sur la France et l'ensemble de la population des quatre pays. Consentements à payer moyens pour éviter un décès, un blessé grave et une heure de trajet (source : VALOR, 2021)

Tous les coefficients présentent le signe négatif attendu et sont très significatifs. Pour calculer la valeur associée à chaque attribut, il faut faire le ratio entre le coefficient d'un des attributs non monétaires et le coefficient de l'attribut de coût. Il faut ensuite multiplier ces valeurs par le nombre de trajets par an pour l'attribut risque de décès et risque de blessure et par 60 (nombre de minutes dans une heure) pour l'attribut de durée ce qui nous donne les calculs suivants pour l'ensemble des quatre pays :

$$\text{Valeur du décès évité} = \frac{-0,04665}{-0,14825} \times 20\,000\,000 = 6,294 \text{ millions d'euros}$$

$$\text{Valeur du blessé grave évité} = \frac{-0,00759}{-0,14825} \times 20\,000\,000 = 1,023 \text{ millions euros}$$

$$\text{Valeur du temps} = \frac{-0,04196}{-0,14825} \times 60 = 16,98 \text{ euros/heure}$$

Pour la France, toutes les valeurs sont inférieures à celles de l'échantillon total avec une VVS de 5,3 millions d'euros (-16 %), une VBG de 0,87 millions d'euros (-8 %) et une valeur du temps de 13,1 euros par heure (-23 %). L'observation des différences entre pays et l'exploration des motifs de ces dernières sont davantage développées dans les sections suivantes.

III.2. Modèle Logit Multinomial Mixte sur l'échantillon d'analyse principale

Comme expliqué dans la section théorique précédente, le modèle Logit Multinomial présente l'avantage d'être facile à utiliser mais l'hypothèse d'homogénéité des préférences entre les différents individus n'est pas satisfaisante. De ce fait, la modélisation a été poursuivie avec un modèle mixte qui permet de prendre en compte l'hétérogénéité des préférences et de mesurer l'hétérogénéité inobservée. De plus, étant donné que chaque répondant procède successivement à sept arbitrages⁵⁴, nous avons tenu compte de la dimension de panel. Ce modèle se distingue du précédent par l'introduction d'un terme d'erreur dans l'écriture des coefficients. La loi de distribution des termes d'erreur doit être déterminée. En supposant que le coefficient de coût est fixe⁵⁵ et que les distributions des termes aléatoires associés aux attributs de risque suivent des lois triangulaires bornées en zéro⁵⁶, et que la distribution du terme aléatoire lié au temps suit une loi normale⁵⁷, voici les résultats obtenus pour l'échantillon global :

⁵⁴ Les sept observations d'un même répondant ne sont plus considérées comme indépendantes les unes des autres.

⁵⁵ Un coefficient de coût fixe évite d'avoir des utilités marginales positives qui traduiraient une satisfaction à dépenser son argent lors d'un trajet. Cela simplifie aussi le calcul de la distribution du consentement à payer pour chaque attribut non monétaire. En effet, avec une distribution pour l'attribut monétaire, le calcul du rapport des utilités marginales aurait été un ratio entre deux distributions, ce qui n'est pas simple à manipuler.

⁵⁶ La loi triangulaire bornée en zéro a été privilégiée à la loi normale car elle permettait de ne pas avoir de coefficients positifs. Cette loi est bornée en zéro à droite et à deux fois la moyenne à gauche. Elle a été privilégiée à la loi log-normale car cette dernière étant bornée à gauche mais pas à droite, les coefficients moyens obtenus étaient tirés vers le haut par les valeurs extrêmes.

⁵⁷ La loi triangulaire a été écartée pour le coefficient de temps au profit de la loi normale, car elle conduisait à des résultats erronés.

Coefficients	Echantillon global (5 527 répondants)
Coût	-0,240***
Durée	-0,065***
Risque de décès	-0,074***
Risque de blessure	-0,011***
VVS	6,19M€
<i>[Min, Médiane, Max]</i>	<i>[3,21, 6,20, 8,98]</i>
<i>Ecart-type</i>	<i>0,86 MEUR</i>
VBG	0,95 M€
<i>[Min, Médiane, Max]</i>	<i>[0,43, 0,95, 1,37]</i>
<i>Ecart-type</i>	<i>0,19 MEUR</i>
VT	16,1 €/h
<i>[Min, Médiane, Max]</i>	<i>[-6,8, 14,7, 36,6]</i>
<i>Ecart-type</i>	<i>12,9 EUR/h</i>
AIC	48 734
Log-vraisemblance	-24 362

Niveaux de significativité : *** < 0,001, ** < 0,01, * < 0,05

Tableau 41 : Résultats de l'application du MLMM avec dimension de panel et avec des distributions triangulaires bornées en zéro pour le temps et les attributs de risque, à l'échantillon d'analyse principale. Consentements à payer moyens pour éviter un décès, un blessé grave et une heure de trajet (source : VALOR, 2021)

Dans le tableau 41, les coefficients sont toujours négatifs comme attendus et très significatifs. Les critères AIC (critère d'information d'Akaike) et le logarithme de la vraisemblance valent maintenant respectivement 48 374 et -24 362 ce qui s'avère être une baisse de 5,6 % par rapport au modèle logistique simple. Cette baisse témoigne d'une amélioration de la performance du modèle imputable principalement à la prise en compte de la dimension de panel. Une autre différence avec le précédent modèle est la diminution de chacun des consentements à payer puisque la valeur du temps a baissé de 90 centimes par heure (-5 %), la valeur du décès évité a diminué de 100 000 euros (-2 %) et la valeur du blessé grave a baissé d'environ 70 000 euros (-7 %).

En appliquant le même modèle à chacun des quatre pays, on obtient les résultats suivants :

Coefficients	France (1 385 répondants)	Belgique (1 368 répondants)	Allemagne (1 441 répondants)	Pays-Bas (1 333 répondants)
Coût	-0,263***	-0,241***	-0,223***	-0,232***
Durée	-0,057***	-0,069***	-0,071***	-0,064***
Risque de décès	-0,071***	-0,072***	-0,082***	-0,073***
Risque de blessure	-0,011***	-0,011***	-0,012***	-0,011***
VVS	5,35 M€	5,94 M€	7,35 M€	6,29 M€
<i>[Min, Médiane, Max]</i>	<i>[3,07, 5,38, 7,69]</i>	<i>[3,12, 5,92, 8,44]</i>	<i>[3,78, 7,34, 10,44]</i>	<i>[3,38, 6,35, 8,95]</i>
<i>Ecart-type</i>	<i>0,76 M€</i>	<i>0,79 M€</i>	<i>1,04 M€</i>	<i>0,87 M€</i>
VBG	0,83 M€	0,94 M€	1,10 M€	0,98 M€
<i>[Min, Médiane, Max]</i>	<i>[0,42, 0,83, 1,16]</i>	<i>[0,48, 0,94, 1,33]</i>	<i>[0,55, 1,09, 1,56]</i>	<i>[0,48, 0,97, 1,37]</i>
<i>Ecart-type</i>	<i>0,19 M€</i>	<i>0,19 M€</i>	<i>0,23 M€</i>	<i>0,19 M€</i>
VT	12,9 €/h	17,2 €/h	19,0 €/h	16,4 €/h
<i>[Min, Médiane, Max]</i>	<i>[-4,4, 12,2, 29,5]</i>	<i>[-7,1, 16,3, 37,3]</i>	<i>[-8,6, 17,2, 41,9]</i>	<i>[-5,8, 14,6, 35,9]</i>
<i>Ecart-type</i>	<i>8,1 €/h</i>	<i>10,9 €/h</i>	<i>12,4 €/h</i>	<i>10,0 €/h</i>
AIC	12 433	12 029	12 396	11 788
Log-vraisemblance	-6 212	-6 010	-6 193	-5 889

Niveaux de significativité : *** < 0,001, ** < 0,01, * < 0,05

Tableau 42 : Résultats comparées entre tous les pays avec l'application du MLM avec dimension de panel et avec des distributions triangulaires bornées en zéro pour les attributs de risque, et une distribution normale pour l'attribut de temps, à l'échantillon d'analyse principale.

Le tableau 42 met en évidence que tous les coefficients sont restés négatifs et très significatifs. Les trois valeurs estimées sont les plus basses pour la France avec une VVS estimée à 5,35 millions d'euros, une VBG de 0,83 million d'euros et une valeur du temps de 12,9 euros par heure. Ceci peut être imputable à deux causes non exclusives. Les répondants Français donnent potentiellement une importance relativement supérieure au coût de leurs itinéraires et/ou donnent une importance relativement inférieure à la durée et aux risques physiques. A l'opposé, les trois valeurs estimées sont les plus élevées pour l'Allemagne avec une VVS de 7,35 millions d'euros, une VBG de 1,1 million d'euros et une valeur du temps de 19 euros par heure.

Les résultats de ce modèle sont les résultats qui ont été recommandés à la fin du rapport de l'étude VALOR. La Délégation à la Sécurité Routière a par ailleurs pris en considération les trois valeurs françaises pour ses chiffres officiels, notamment pour amender le calcul du Bilan annuel du coût de l'insécurité routière (ONISR, 2021).

La partie suivante vise à comparer les résultats obtenus à partir de l'échantillon d'analyse principale et l'échantillon d'analyse initiale, comprenant les répondants que nous avons identifiés comme ayant des comportements lexicographiques.

III.3. Comparaison des modélisations entre l'échantillon d'analyse principale et l'échantillon initial

Lors du traitement des données, il a été décidé d'effectuer les modélisations sur deux échantillons :

- L'échantillon d'analyse initiale (appelé échantillon 2 dans cette section) qui est issu de l'unique retranchement des 445 individus identifiés comme irrationnels.
- L'échantillon d'analyse principale (appelé échantillon 1) qui est issu du premier retranchement mais aussi du retrait des 2 030 individus identifiés comme ayant eu une stratégie lexicographique.

Dans cette section, nous procédons à deux comparaisons. Dans un premier temps, nous comparons les distributions des dispositions à payer individuelles selon qu'on se base sur l'échantillon d'analyse initiale ou sur l'échantillon d'analyse principale. Dans un second temps, nous comparons les résultats d'estimation entre l'échantillon d'analyse initial et l'échantillon d'analyse principale.⁵⁸ Cette deuxième comparaison permet d'analyser la sensibilité des estimations à l'exclusion des répondants lexicographiques.

III.3.1. Comparaison des distributions de consentements à payer

Pour comparer deux distributions, il faut avoir des informations sur la nature de celles-ci afin d'utiliser les tests adéquats. Pour effectuer un test de Student, permettant la comparaison entre les consentements à payer (CAP) de deux échantillons différents, il faut que les distributions de ces CAP suivent une loi normale et que les variances des deux groupes soient égales. Cependant, les tests de normalité montrent qu'aucune des distributions de consentement à payer ne suit une loi normale. Ainsi, nous avons opté pour un test de Wilcoxon-Mann-Whitney.

⁵⁸ La première comparaison se fait sur les distributions avec que la deuxième se fait sur les moyennes.

Echantillon 1	Echantillon 2 ⁵⁹		
	VVS	VBG	VT
VVS/VBG/VT	≠	≠	=
VVS/VBG/VT France	≠	≠	=
VVS/VBG/VT Belgique	≠	≠	≠
VVS/VBG/VT Allemagne	≠	≠	≠
VVS/VBG/VT Pays-Bas	≠	≠	≠

≠ : Les échantillons proviennent de population différentes

= : Les échantillons proviennent de la même population

Tableau 43 : Comparaison des distributions des consentements à payer individuels entre l'échantillon d'analyse principale 1 et l'échantillon d'analyse initiale 2.

Dans le tableau 43, chacune des quinze distributions de consentement à payer tirées de l'échantillon 1, est comparée avec sa distribution respective⁶⁰ issue de l'échantillon 2. Treize des quinze distributions de consentement à payer entre l'échantillon 1 et l'échantillon 2 ressortent comme provenant de populations différentes d'après le test de Wilcoxon-Mann-Whitney. Seules les distributions de la valeur du temps Française et dans l'ensemble des pays sont apparues comme provenant de populations similaires.

⁵⁹ La distribution de l'échantillon 2 comparée porte sur le même pays (ou ensemble de pays), et la distinction se situe uniquement sur l'échantillon. Ainsi les CAP en France de l'échantillon 1 ont été comparées aux CAP en France de l'échantillon 2.

⁶⁰ Les VVS des Français de l'échantillon 1 sont comparées avec les VVS des Français de l'échantillon 2, etc.

Echantillon 1	France	Belgique	Allemagne	Pays-Bas
VVS France	X	≠	≠	≠
VBG France	X	≠	≠	≠
VT France	X	≠	≠	≠
VVS Belgique	≠	X	≠	≠
VBG Belgique	≠	X	≠	≠
VT Belgique	≠	X	≠	≠
VVS Allemagne	≠	≠	X	≠
VBG Allemagne	≠	≠	X	≠
VT Allemagne	≠	≠	X	≠
VVS Pays-Bas	≠	≠	≠	X
VBG Pays-Bas	≠	≠	≠	X
VT Pays-Bas	≠	≠	≠	X

≠ : Les échantillons proviennent de population différentes

= : Les échantillons proviennent de la même population

X : Comparaison de deux distributions strictement identiques

Tableau 44 : Comparaison des distributions des consentements à payer individuels entre les différents pays dans l'échantillon d'analyse principale 1

Toutes les distributions de consentement à payer apparaissent provenir de populations différentes d'après le test de Wilcoxon-Mann-Whitney. Les différences entre ces distributions sont toutes très significatives à l'exception des distributions de la valeur du temps en Belgique et aux Pays-Bas où la p-value du test est quand même de 3,7 %.

Echantillon 2	France	Belgique	Allemagne	Pays-Bas
VVS France	X	≠	≠	≠
VBG France	X	≠	≠	≠
VT France	X	≠	≠	≠
VVS Belgique	≠	X	≠	=
VBG Belgique	≠	X	≠	=
VT Belgique	≠	X	≠	≠
VVS Allemagne	≠	≠	X	≠
VBG Allemagne	≠	≠	X	≠
VT Allemagne	≠	≠	X	≠
VVS Pays-Bas	≠	=	≠	X
VBG Pays-Bas	≠	=	≠	X
VT Pays-Bas	≠	≠	≠	X

≠ : Les échantillons proviennent de population différentes

= : Les échantillons proviennent de la même population

X : Comparaison de deux distributions strictement identiques

Tableau 45 : Comparaison des distributions des consentements à payer individuels entre les différents pays dans l'échantillon d'analyse initiale 2.

Contrairement à ce qui était observé à partir de l'échantillon d'analyse principale, dans l'échantillon initial, des similitudes de population ont été identifiées à l'aide du test de Wilcoxon-Mann-Whitney entre la distribution de la VVS en Belgique et celle des Pays-Bas ainsi qu'entre la distribution de la VBG en Belgique et celle des Pays-Bas.

En conclusion, les distributions de consentements individuels sont quasiment toutes différentes entre l'échantillon d'analyse initiale et l'échantillon d'analyse principale. Il semble par ailleurs que les Belges et les Néerlandais des échantillons de l'étude ont des distributions de VVS et de VBG identiques. Ainsi, le retranchement des individus lexicographiques a un effet significatif sur la plupart des distributions de CAP. Une fois ces observations faites, la suite logique est de comparer les différences d'estimations des consentements à payer moyens.

III.3.2. Comparaison des résultats d'estimation

Coefficients	Echantillon d'analyse initiale (7 557 répondants)	Echantillon d'analyse principale (5 527 répondants)
Coût	-0,291***	-0,240***
Durée	-0,085***	-0,065***
Risque de décès	-0,092***	-0,074***
Risque de blessure	-0,012***	-0,011***
VVS	6,35 M€	6,19 M€
<i>[Min, Médiane, Max]</i>	<i>[2,44, 6,39, 9,45]</i>	<i>[3,21, 6,20, 8,98]</i>
<i>Ecart-type</i>	<i>1,06 M€</i>	<i>0,86 M€</i>
VBG	0,81 M€	0,95 M€
<i>[Min, Médiane, Max]</i>	<i>[0,38, 0,80, 1,22]</i>	<i>[0,43, 0,95, 1,37]</i>
<i>Ecart-type</i>	<i>0,17 M€</i>	<i>0,19 M€</i>
VT	16,9 €/h	16,1 €/h
<i>[Min, Médiane, Max]</i>	<i>[-12,5, 14,1, 42,0]</i>	<i>[-6,8, 14,7, 36,6]</i>
<i>Ecart-type</i>	<i>12,9 €/h</i>	<i>12,9 €/h</i>
AIC	46 880	48 734
Log-vraisemblance ajustée¹	-23 436	-24 362

Niveaux de significativité : *** < 0,001, ** < 0,01, * < 0,05

Tableau 46 Comparaison des résultats du modèle logistique mixte appliqué à l'échantillon d'analyse initial et à l'échantillon d'analyse principale

Dans le tableau 46, on peut observer les estimations du modèle final appliqué à l'ensemble de pays selon qu'on se base sur l'échantillon d'analyse initial (7 557 répondants) ou sur l'échantillon d'analyse principale (5 527 répondants). Les critères AIC et log-vraisemblances sont très proches mais ceux du modèle appliqué à l'échantillon initial sont meilleurs. Ceci est probablement à imputer au fait qu'il est plus facile de prédire les préférences des individus lexicographiques puisqu'ils choisissent toujours l'itinéraire le meilleur par rapport à un seul attribut sur les quatre, par définition.

Par ailleurs, la VVS et la VT sont plus faibles de respectivement 3% et 5% dans l'échantillon d'analyse principale alors que la VBG est supérieure de 17%. La baisse des deux premières valeurs peut être expliquée par le fait que les traitements des individus lexicographiques ont entraîné le retranchement de davantage d'individus lexicographiques par rapport au risque de décès (586) et à la durée (888) que d'individus lexicographiques par

rapport au coût⁶¹ (371). La hausse de la VBG est à l'inverse expliquée par un retranchement moins important des individus lexicographiques par rapport au risque de blessure (185) que le retranchement des répondants lexicographiques par rapport au coût.

III.4. Modèle Logit Multinomial Mixte avec effets d'interaction

Au-delà de l'hétérogénéité inobservée, mesurée à l'aide d'un terme aléatoire, nous avons cherché à mesurer l'hétérogénéité observable en testant toute une liste de variables et en les mettant en interaction avec chacun des quatre attributs :

- L'âge
- Le genre
- Le revenu du foyer par habitant⁶²
- La distance parcourue au volant au cours des 12 derniers mois
- L'appréciation de la sécurité des autoroutes dans le pays concerné⁶³
- L'expérience personnelle vis-à-vis des accidents de la route⁶⁴
- La connaissance de proches ayant expérimenté des accidents de la route⁶⁵
- Le pays
- Le motif du trajet décomposé en trois sous-catégories selon les habitudes des répondants : Les activités contraintes⁶⁶, les loisirs et les autres activités.
- Le fait d'avoir ou non des enfants
- La personne qui paye généralement les trajets pour les motifs privés : le répondant, l'employeur ou les proches.
- La perception de l'évolution de la sécurité routière depuis la crise de la COVID-19 : a baissé, est restée la même, ou a augmenté.
- Evolution de l'importance personnelle donnée à la sécurité routière depuis la crise de la COVID-19 : moindre, similaire, supérieure.

⁶¹ Être lexicographique par rapport au coût baisse tous les consentements à payer puisqu'on privilégie le coût le plus bas au détriment des autres attributs. Être lexicographique par rapport à la durée ou au risque entraîne une hausse des consentements à payer pour l'attribut concerné puisqu'on privilégie ce dernier à n'importe quel autre attribut, dont le coût.

⁶² Le revenu évalué comprend le revenu total du foyer, après taxe et autres déductions, qui est disponible pour les dépenses et l'épargne, divisé par le nombre de membres au sein du foyer, convertis en « adultes équivalents » (EUROSTAT, 2020). Le premier adulte est pondéré à 1, chaque autre membre de plus de 13 ans est pondéré à 0,5 et chaque membre de moins de 14 ans est pondéré à 0,3. Ces pondérations, actuellement utilisées par EUROSTAT, sont une adaptation de l'échelle d'équivalence d'Oxford recommandée par l'OCDE en 1982 (OCDE, 1982).

⁶³ La sécurité subjective était notée sur une échelle de 1 pour « très peu sûre » à 11 pour « très sûre ».

⁶⁴ Cette information est décrite par deux variables binaires : la première indique si le répondant a personnellement été victime d'un accident où il y a eu des dégâts humains et la seconde si le répondant a personnellement été victime d'un accident où il y a eu uniquement des dégâts matériels.

⁶⁵ Cette information est appréciée par une question demandant si des proches du répondant ont été victime d'un accident où il y a eu des dégâts humains.

⁶⁶ Les activités contraintes englobent les trajets professionnels, les trajets vers un lieu de formation ainsi que les trajets effectués pour prendre ou déposer quelqu'un. Les autres activités comprennent le fait de faire des commissions (courses, aller au médecin, aller à la banque, etc.) et rendre visite à quelqu'un.

Pour repérer les interactions significatives, nous avons testé ces 13 variables (Il y a 31 classes dont 21 classes comparées avec 10 classes de références) sous forme d'interactions avec les 4 attributs soit 84 interactions d'ordre 1 possibles. Ces tests ont été fait de manière itérative, en enlevant à chaque nouvelle modélisation, les interactions non significatives de la modélisation précédente afin de retenir le modèle final contenant uniquement les interactions ayant un pouvoir explicatif significatif. Ce procédé a été suivi cinq fois, une fois pour l'échantillon global, et une fois pour chacun des pays et a conduit à identifier 31 interactions significatives. Le tableau 47 synthétise les résultats finaux de ces procédés avec l'effet mesuré des interactions significatives :

Coefficients	Ensemble des pays (5 527)	France (1 385)	Belgique (1 368)	Allemagne (1 441)	Pays-Bas (1 333)
Coût	-0,368***	-0,286***	-0,260***	-0,448***	-0,236***
Durée	-0,070***	-0,065***	-0,054***	-0,100***	-0,056***
Risque de décès	-0,115***	-0,106***	-0,099***	-0,125***	-0,120***
Risque de blessure	-0,015***	-0,013***	-0,012***	-0,016***	-0,015***
Âge	+++	0	0	+++	0
Parent	+	+++	0	0	0
Motifs contraints	+++	0	0	0	+++
Genre ⁶⁷	+++	0	+++	+++	0
Revenu du ménage	+++	0	0	+++	0
France ⁶⁸	---	X	X	X	X
Autres motifs	0	0	0	-	0
Employeur qui paie	+++	0	0	0	+
Partenaire/proche(s) qui paie(nt)	+++	0	++	0	+
Âge	+++	+++	0	+++	0
Revenu du ménage	---	0	---	0	---
France	+++	X	X	X	X
Parent	+	0	0	0	+++
Distance annuelle : 10000/20000km	---	--	0	0	0
Autres motifs	---	--	0	-	-
Âge	---	---	---	0	---

⁶⁷ La variable est dichotomique et vaut 0 pour les femmes et 1 pour les hommes. La valeur 2 assignée à la modalité « autre » n'a pas été observée dans l'échantillon.

⁶⁸ Les variables de pays sont dichotomiques et l'Allemagne est le pays de référence.

<i>Evaluation du risque a priori</i>	+++	+++	+++	+++	+++
<i>Expérience d'accident matériel</i>	---	--	0	-	0
<i>Belgique</i>	+++	X	X	X	X
<i>France</i>	+++	X	X	X	X
<i>Motifs contraints</i>	+++	0	0	0	+++
<i>Autres motifs</i>	0	0	0	--	0
<i>Sécurité Routière plus importante</i>	---	0	0	-	0
<i>Sécurité routière moins importante</i>	+	++	0	0	0
<i>Genre</i>	0	0	0	--	--
<i>Âge</i>	---	---	---	0	---
<i>Evaluation du risque a priori</i>	+++	+++	+++	+++	+++
<i>Motifs contraints</i>	+++	0	0	0	+++
<i>Autres motifs</i>	0	0	--	--	0
<i>Sécurité Routière plus importante</i>	0	0	+	0	0
<i>Sécurité Routière moins importante</i>	+++	+	+	0	0
AIC	47 895	12 245	11 884	12 146	11 615
Log-vraisemblance	-23 921	-6 107	-5 927	-6 055	-5 789

Niveaux de significativité : *** < 0,001, ** < 0,01, * < 0,05

- : significatif et négativement corrélé

+ : significatif et positivement corrélé

0 : non significatif

X : pas applicable

Tableau 47 : Résultats de l'application du modèle logit Mixte avec interactions, dimension de panel et distributions triangulaires bornées en zéro pour les attributs de risque et normale pour l'attribut de temps, à l'échantillon d'analyse principale pour l'ensemble des pays et pour chaque pays

Dans le tableau 47, chaque ligne correspond à une interaction entre un attribut et une variable observable qui a été identifiée au moins une fois comme significative. Une interaction positive signifie que la variable observable concernée est corrélée positivement avec l'attribut associé et qu'une augmentation (respectivement une baisse) d'une unité de cette variable entraîne une augmentation (respectivement une baisse) de l'utilité associée à l'augmentation du niveau de l'attribut concerné d'une unité. L'interprétation est l'inverse en cas d'interaction négative.

Voici quelques interprétations tirées des interactions significatives du modèle développé sur l'échantillon d'analyse final :

-L'âge et le risque de décès et de blessure sont des interactions très significatives et négatives ce qui signifie qu'avec l'âge, la désutilité associée à un risque de décès ou de blessure augmente.

-L'interaction entre le genre et le coût de trajet est très significative et positive ce qui signifie que les hommes ont, *ceteribus paribus*, une désutilité plus faible vis-à-vis du coût de trajet que les femmes.

-L'interaction entre le revenu du ménage et la durée de trajet est très significative et négative ce qui signifie que quand le revenu du ménage augmente, la désutilité associée à la durée de trajet augmente ce qui semble tout à fait en accord avec la théorie sur la valeur du temps.

- L'interaction entre le revenu du ménage et le coût du trajet est significative et positive ce qui se traduit par le fait qu'une augmentation de revenu diminue la désutilité associée au coût du trajet.

-L'appréciation de la sécurité des autoroutes dans le pays concerné et le risque de décès et de blessure présenté dans l'énoncé sont des interactions très significatives et positives ce qui se traduit par le fait que les répondants qui considèrent que les autoroutes de leur pays sont plus sûres ont en moyenne une désutilité associée aux risques présentés, plus faible.

-L'expérience personnelle d'accidents de la route avec des dégâts uniquement matériels et l'attribut de risque de décès est significative et négative ce qui signifie qu'une personne ayant eu un accident de la route avec seulement des dégâts matériels éprouve davantage de désutilité face au risque de décès que ceux n'ayant jamais eu d'accident uniquement matériel.

-Concernant les pays, nous avons observé quatre interactions significatives. Le fait d'habiter en Belgique est associé à une désutilité plus faible pour le risque de décès (très significatif) que pour les autres pays. Le fait d'habiter en France est associé à une désutilité plus faible vis-à-vis de la durée de trajet, du risque de décès et de blessure (toutes ces interactions sont très significatives).

-Le motif de trajet s'avère avoir une interaction attendue. En effet, les personnes dont le motif de trajet est contraint ont une désutilité plus grande par rapport à la durée de trajet que ceux ayant un motif lié aux loisirs. De plus, les répondants ayant comme motif « autres activités » ont une désutilité supérieure vis-à-vis de la durée de trajet que les personnes se déplaçant pour des loisirs. Cette dernière désutilité reste cependant significativement inférieure à celle des personnes se déplaçant pour des motifs contraints, ce qui en accord avec la théorie sur la valeur du temps.

-Le fait d'avoir un ou des enfants interagit significativement et positivement avec l'attribut de temps ce qui signifie qu'avoir des enfants diminue la désutilité associée à la durée de trajet.

L'introduction de ces interactions est logiquement bénéfique pour le modèle et a permis de faire passer le logarithme de la vraisemblance de -24 362 pour le mixte logit sans interaction à -23 921 avec les interactions. Malgré l'amélioration des critères de pertinence, nous avons retenu le mixte logit sans interaction pour fournir les estimations recommandées en raison de difficultés à effectuer les calculs de consentements à payer sans biais. En effet, une estimation sans biais des consentements à payer du modèle mixte avec interactions demandait l'utilisation de logiciels et de compétences que nous n'avions pas dans l'horizon temporel du projet VALOR. De futurs travaux sont envisagés pour pallier ces lacunes.

Un des intérêts de l'utilisation d'interactions est de connaître l'impact des variables observables sur les différentes valeurs. Voici par exemple, l'impact des caractéristiques observables les plus significatives sur les valeurs Françaises :

	VVS	VBG	VT
Jeunes (25 ans)	-19 %	-21 %	+16 %
Âgés (70 ans)	+17 %	+18 %	-14 %
Parents	+9 %	+8 %	+9 %
Non parents	-13 %	-14 %	-13 %
Autoroutes sûres*	-31 %	-24 %	-
Autoroutes peu sûres	+29 %	+21 %	-
Sécurité routière moins importante**	-27 %	-19 %	-

*La sécurité des autoroutes est une mesure subjective allant de 1 pour « très peu sûre » à 11 pour « très sûre ».

** Depuis la crise sanitaire du Covid19, aux yeux des répondants.

Tableau 48 : Principaux effets individuels sur les préférences des Français pour la durée, le risque de décès et le risque de blessure grave

Dans le tableau 48, on voit que l'âge joue positivement sur les attributs de risque et négativement sur l'attribut de durée. Ainsi, les personnes jeunes (25 ans) ont des VVS et des VBG plus faibles que la moyenne de l'échantillon, dont l'âge moyen est de 48 ans, et une valeur du temps 16 % plus élevée. A l'inverse, les personnes âgées (70 ans) ont des VVS et des VBG plus élevées mais une valeur du temps 14 % inférieure.

De plus, le fait d'être parent diminue l'importance du coût dans les arbitrages ce qui fait que les VVS et la VT sont supérieures de 9 % à la moyenne et la VBG est plus élevée de 8 %.

Par ailleurs, la variable la plus significative dans les préférences déclarées est systématiquement la sécurité subjective et a priori des autoroutes dans le pays concerné. Les répondants jugeant leurs autoroutes comme peu sûres attribuaient beaucoup plus d'importance aux risques présentés dans les scénarios ce qui conduit à une VVS et à une VBG supérieure à la moyenne de respectivement 29 % et 21 %. A l'inverse, les répondants estimant leurs autoroutes comme sûres ont des VVS et des VBG inférieures à la moyenne de respectivement 31 % et 24 %.

Enfin, les répondants jugeant que, depuis la crise du Covid19, la sécurité routière est devenue moins importante ont une VVS et une VBG inférieure à la moyenne de respectivement 27 % et 19 %.

Toutes les observations faites sur les effets d'interaction semblent cohérentes et en accord avec la littérature.

IV. Introduction des variables latentes dans la modélisation

Dans le modèle précédent, nous avons introduit de l'hétérogénéité inobservable à travers les termes aléatoires et de l'hétérogénéité observable à travers les interactions entre les attributs et les variables observables. Dans cette partie, l'objectif est d'introduire de l'hétérogénéité inobservable à travers des attitudes mesurées par le biais d'échelles de mesure. Cette approche relève de la psychométrie et consiste ici à créer des scores mesurant des comportements jouant sur les préférences vis-à-vis des attributs du design expérimental. Elle suppose que, toutes choses observables égales par ailleurs, il demeure des différences imputables à des différences d'attitudes. Dans le cas de notre étude, il a été supposé qu'il existait des types de comportements, inobservables par nature, vis-à-vis du temps, de l'argent et du risque qui pouvaient expliquer des différences de préférence respectivement par rapport aux attributs de durée, de coût, de risque de décès et de blessure. C'est à partir de cette hypothèse que nous avons construit nos trois variables latentes. Nous avons ensuite fait interagir nos variables latentes avec les attributs correspondants pour créer un modèle logit mixte à variables latentes ce qui est novateur dans le domaine. En procédant ainsi les coefficients des attributs, c'est-à-dire les utilités marginales, varient en fonction des différences de comportements, si les interactions s'avèrent significatives.

Pour construire un instrument de mesure, il existe un procédé formalisé complexe en sept étapes introduit par Hinkin et al. (1997). Notre processus de construction d'instruments a partiellement suivi ces étapes et présente de bonnes fiabilités et validités comme on le verra dans les sections suivantes. Voici les sept étapes de construction d'une échelle de mesure (Ibid.) :

-Etape 1 : Il s'agit de créer les items qui vont potentiellement être retenus ou écartés dans l'instrument de mesure.

Pour réaliser cette étape, nous avons organisé des réunions de discussions étayées par une exploration de la littérature relative aux comportements concernés ou similaires, la recherche d'échelles existantes et l'expertise des scientifiques du projet.

-Etape 2 : Il s'agit de tester la cohérence conceptuelle des différents items. Les items doivent faire référence à la même notion.

Cette étape a été réalisée par le biais de concertations entre les différents scientifiques de VALOR avant le focus groupe, avant l'étude pilote puis avant le questionnaire final.

-Etape 3 : Il s'agit d'administrer le questionnaire. Dans cette étape, il est important de choisir la bonne échelle pour les affirmations, la taille de l'échantillon nécessaire et d'incorporer des instruments de mesure existants pour étudier les similitudes et différences.

Pour nos affirmations, nous avons choisi une échelle de Likert à 7 points pour chacun des trois instruments. Ce choix est lié à des travaux qui ont montré que les échelles de Likert

de 5 à 7 points permettaient de créer la variance nécessaire pour examiner les relations entre les items ainsi que la fiabilité de l'instrument (Lissitz et Green, 1975).

Concernant la taille de l'échantillon, la littérature recommande au moins dix fois plus d'observations que d'affirmations par instrument (Schwab, 1980). Avec 6 affirmations par échelle et 5 557 répondants, l'échantillon d'analyse principale était largement suffisant.

En revanche, en raison de restrictions quant à la longueur du questionnaire, nous n'avons pas introduit d'autres instruments de mesure déjà existant dans le questionnaire permettant d'identifier des similitudes entre nos instruments et les instruments déjà validés. Cependant, comme on le verra dans les sections suivantes, chacune de nos échelles contient un ou plusieurs items tirés d'échelle psychométriques existantes.

-Étape 4 : Il s'agit d'effectuer une analyse factorielle exploratoire qui doit permettre de réduire le nombre d'items et une analyse factorielle confirmatoire testant la signification du modèle global.

Pour cette étape les analyses factorielles ont été faites à trois reprises, une fois après le focus groupe, une fois après l'étude pilote et une fois après l'étude finale. Les deux premières analyses ont permis la sélection de 18 items dont 17 ont été retenus pour les trois échelles de mesure finales.

-Étape 5 : Il s'agit d'évaluer la cohérence interne de l'échelle. Pour mesurer la fiabilité d'une échelle, la mesure la plus courante est le coefficient alpha de Cronbach qui témoigne ou non du fait que les items de l'échelle, mesurent le même concept (Price et Muller, 1986). Cette étape est considérée comme absolument indispensable à la création d'un instrument de mesure.

Cette étape a été validée à l'issue de l'étude finale et sera abordée dans la section suivante. Le coefficient alpha de Cronbach réfutait la cohérence de nos instruments dans les focus groupes et l'étude pilote, mais les réflexions qui s'en sont suivies ainsi que les ajustements associés ont permis d'arriver à trois instruments cohérents.

-Étape 6 : Il s'agit de vérifier la validité de l'échelle. Dans cette étape, il faut tester si l'échelle est corrélée avec d'autres mesures déjà théorisées et validées, ou permet de prédire des choses liées à l'échelle et attendues.

Pour cette étape, nous n'avons pas incorporé d'instruments de mesure existants et liés à notre échelle. Cependant, nous avons pu tester la validité des trois échelles en observant des différences significatives et attendues entre le score moyen des personnes qui jugeaient l'attribut associé comme pas important et le score moyen des personnes qui jugeaient l'attribut comme important. Un deuxième élément de validation a consisté à montrer que la hausse du score moyen d'une échelle faisait varier la probabilité de considérer comme important l'attribut concerné dans le sens espéré.

-Étape 7 : Il s'agit finalement de répliquer le processus afin d'arriver à un résultat final où chaque étape est validée et où l'échelle finale est satisfaisante.

Comme expliqué auparavant, le procédé a été répliqué à deux reprises et ce n'est qu'à l'issue de ce dernier procédé que nous avons obtenu trois instruments de mesure satisfaisants.

Une partie de ces étapes est décrite dans la section suivante.

IV.1. Choix des variables latentes et des affirmations associées

Dans les trois prochaines sous-sections, le choix des variables latentes retenues et des affirmations associées vont être expliqués. Chacune des trois variables latentes est volontairement liée respectivement à l'attribut de coût, l'attribut de temps et les attributs de risque.

IV.1.1. Variable latente relative à l'argent : précisions

La première variable latente qui est nommée "Économe" vise à mesurer la tendance à économiser ou à dépenser de l'argent (censée avoir une influence sur l'attribut coût).

Afin de rendre compte de la nature plus ou moins "économe" des répondants, les six affirmations suivantes ont été proposées. Certaines d'entre elles proviennent de l'adaptation d'échelles existantes : "Je fais très attention à mon argent" est adapté de la "Money Ethic Scale" (Tang, 1995), "J'hésite à dépenser mon argent, même pour des produits de première nécessité" est tiré de la "Money Attitude scale" (Yamauchi et Templer, 1982), "Je trouve difficile de limiter mes dépenses" est tiré de la "Spendthrift-Tighwad scale" (Rick et al., 2008), et "Je peux facilement reporter un achat afin d'économiser" provient de l'échelle "Tight and Frugal" (Lastovicka et al., 1999). D'autres ont été développées pour le projet VALOR et ont été testées lors des groupes de discussion et de l'étude pilote.

"Lorsque je fais mes courses, je suis à la recherche d'éventuelles promotions"

"Pour moi, il est important d'économiser autant que possible".

"J'hésite à dépenser de l'argent, même pour des achats nécessaires".

"Je fais attention à mon argent".

"J'ai du mal à limiter mes dépenses".

"Je suis facilement disposé à reporter un achat pour pouvoir économiser".

Concernant, les affirmations liées à la variable latente sur l'importance d'économiser, les réponses vont de 1 ("Pas du tout d'accord") à 7 ("Tout à fait d'accord").

L'hypothèse émise par rapport à cette variable latente est que le degré de parcimonie des répondants est corrélé positivement avec la préférence pour le coût. Autrement dit, plus une personne est a priori économe, plus elle éprouve de l'utilité à diminuer le coût du trajet. En préférant réduire l'attribut de coût, une personne économe aurait une valeur du temps, une VVS et une VBG relativement faibles.

IV.1.2. Variable latente relative au temps : précisions

La seconde variable latente nommée "Pression temporelle perçue", vise à mesurer le niveau de pression subie par les contraintes temporelles (sensé avoir une influence sur l'attribut durée).

Pour mesurer ceci, six affirmations ont été utilisées. Certaines de ces affirmations sont issues d'échelles existantes : " Je suis souvent pressé ", " Je semble toujours faire les choses au dernier moment " et " J'essaie souvent de faire plus d'une chose à la fois " proviennent de l'échelle " Time Attitude Scale for Cross Cultural Research " (Rojas-Mendez et al., 2002), et " Je ressens souvent une pression temporelle dans ma vie quotidienne " provient d'une échelle de perception du temps (Ackerman et Gross, 2003). D'autres ont été développées pour le projet VALOR et ont été testées lors des groupes de discussion et de l'étude pilote.

"Je fais souvent les choses à la dernière minute".

"J'essaie souvent de faire plusieurs choses à la fois".

"Je regarde souvent ma montre".

"Les journées sont trop courtes pour effectuer toutes les tâches quotidiennes".

"Je ressens souvent la pression du temps dans ma vie quotidienne".

A nouveau, pour la variable latente liée à la pression temporelle, les réponses vont de 1 ("Pas du tout d'accord") à 7 ("Tout à fait d'accord").

L'hypothèse émise par rapport à cette variable latente est que le degré de pression temporelle ressentie par les répondants est corrélé positivement avec la préférence pour la durée. Autrement dit, plus une personne se sent pressée, plus elle éprouve de l'utilité à diminuer la durée du trajet. A priori, une personne très pressée devrait avoir une valeur du temps relativement élevée.

IV.1.3. Variable latente relative au risque : précisions

La troisième et dernière variable latente est nommée "Prise de risque physique". Elle vise à mesurer la propension des répondants à exercer des activités susceptibles de générer des risques physiques (susceptibles d'avoir une influence sur les deux attributs du risque).

Pour évaluer le comportement de prise de risque physique, nous avons utilisé six affirmations présentées ci-dessous. Parmi celles-ci, certaines ont été empruntées à la version 2006 de la sous-échelle DOSPERT (Domain Specific Risk Taking) concernant le risque Santé/Sécurité, qui a été validée dans différents pays de cultures différentes. D'autres questions ont été formulées par les auteurs du projet VALOR.

« *Essayer un nouveau sport extrême* ».

« *Prendre la route avec un conducteur qui a peut-être trop bu*”.

« *Manger régulièrement des aliments riches en cholestérol*”.

« *Être passager sur un vélomoteur sans porter de casque*”.

« *Prendre un bain de soleil sans mettre de crème solaire*”.

« *Rentrer seul(e) à la maison la nuit dans un quartier peu sûr de la ville*”.

Pour le risque, les réponses sont aussi comprises entre 1 (“très improbable”) et 7 (“très probable”). Cependant, l'échelle ne mesure pas le degré d'accord avec les affirmations mais la propension à prendre les risques physiques décrits.

L'hypothèse émise par rapport à cette variable latente est que le degré de prise de risque physique des répondants est négativement avec les attributs de risque. Autrement dit, plus une personne est susceptible de prendre des risques physiques, moins elle éprouve de la désutilité à augmenter les risques de décès et de blessures.

IV.2. Construction des échelles des variables latentes

Dans les prochaines sous-sections, la fiabilité et la validité des trois échelles sont étudiées en différentes étapes.

IV.2.1. Méthode utilisée pour la construction des échelles d'attitudes

Comme cela a été expliqué dans la section précédente, nous avons dans un premier temps décidé de proposer six affirmations par variable latente. Pour la pression temporelle ressentie et la propension à économiser, le degré d'accord ou de désaccord des interrogés a été évalué par le biais de l'échelle de Likert en sept points suivante :

- 1 : Pas du tout d'accord
- 2 : Pas d'accord
- 3 : Plutôt en désaccord
- 4 : Ni d'accord, ni en désaccord
- 5 : Plutôt en accord
- 6 : D'accord
- 7 : Tout à fait d'accord

Pour la propension à prendre des risques physiques, nous avons utilisé l'échelle de Likert ci-dessous :

- 1 : Très improbable
- 2 : Improbable
- 3 : Plutôt improbable

- 4 : Je ne suis pas certain(e)
- 5 : Plutôt probable
- 6 : Probable
- 7 : Très probable

Lors de la construction d'une échelle mesurant une attitude, l'une des choses primordiales à tester est la validité interne ou fiabilité de l'échelle. La fiabilité d'une échelle fait référence à la capacité à produire un résultat cohérent dans le temps et l'espace, ou à partir de différents observateurs, la capacité à présenter des aspects de cohérence, de stabilité, d'équivalence et d'homogénéité (Souza et al., 2017). Concernant la validité interne des échelles, nous nous sommes surtout concentrés sur la capacité de ces dernières à mesurer un seul et même concept. Pour tester cette validité, nous avons suivi la littérature spécifique qui recommande généralement de recourir au coefficient Alpha de Cronbach (Cronbach, 1951), qui s'avère être la mesure la plus largement utilisée (Peterson, 1994) pour évaluer la fiabilité d'une échelle. Ce coefficient est calculé à partir de la formule suivante :

$$\alpha = \frac{K}{K - 1} \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^K \sigma_{Y_i}^2}{\sigma_X^2} \right)$$

Où K est le nombre d'items dans l'instrument de mesure, σ_X^2 est la variance de l'ensemble des scores observés et $\sigma_{Y_i}^2$ est la variance observée pour l'item i.

Pour qu'une échelle soit considérée comme acceptable, Nunnally (1978) a suggéré que le coefficient Alpha soit supérieur à 0,7. D'après les travaux menés dans la construction d'échelle (Clark et Watson, 1995 ; DeVellis, 2012) une estimation idéale du coefficient garantissant la meilleure cohérence interne se situe entre 0,8 et 0,9. Il est considéré que les scores supérieurs à 0,9 sont souvent associés à une redondance des affirmations ou à l'utilisation d'une échelle trop grande.

Une fois la fiabilité de l'échelle confirmée, il a fallu trouver une méthode permettant de vérifier la validité externe de cette échelle. La validité d'une échelle fait référence au fait que celle-ci mesure exactement ce qu'elle prétend mesurer (Souza et al., 2017). Bien qu'un instrument ne puisse pas être valide s'il n'est pas fiable, une grande fiabilité ne garantit aucunement la validité de l'instrument en question (Babbie, 1986). La figure 11 ci-dessous résume graphiquement le concept de fiabilité et de validité avec les différents cas de figure :

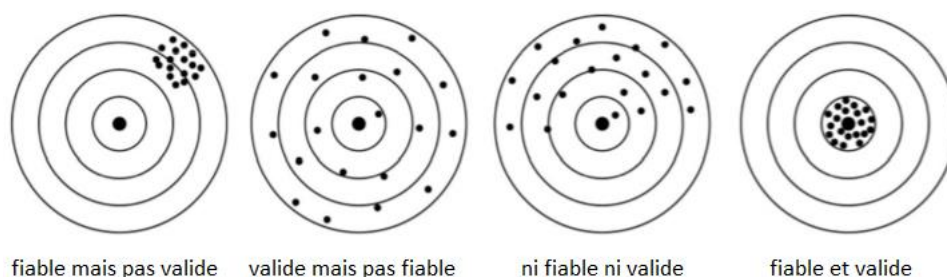


Figure 11 : Possibilités de combinaisons de validité et de fiabilité des instruments de mesure (source : adapté de Babbie, 1986)

Comme la figure 11 le montre, un instrument fiable mesure un seul concept mais pas forcément le bon (première illustration) alors qu'un instrument valide mesure le bon concept mais pas forcément uniquement (deuxième illustration). Un bon instrument fiable et valide correspond à la quatrième illustration.

Le travail empirique sur la construction des échelles et le test de la fiabilité et de la validité externe des trois instruments de mesures fait l'objet des sections suivantes.

IV.2.2. Echelle d'attitude par rapport à l'argent

A l'issue de la revue de littérature, des focus groupes, de l'étude pilote et des multiples discussions entre scientifiques de l'étude VALOR, voici les 6 affirmations retenues pour mesurer la propension individuelle à économiser de l'argent lors de l'enquête finale :

- M₁: "Lorsque je fais mes courses, je suis à la recherche d'éventuelles promotions"
- M₂: "Pour moi, il est important d'économiser autant que possible".
- M₃: "J'hésite à dépenser de l'argent, même pour des achats nécessaires".
- M₄: "Je fais attention à mon argent".
- M₅: "J'ai du mal à limiter mes dépenses".
- M₆: "Je suis facilement disposé à reporter un achat pour pouvoir économiser".

IV.2.2.1. Test de la fiabilité de l'échelle mesurant la propension à économiser

	lower	alpha	upper	95% confidence boundaries					
	0.69	0.7	0.71						
Reliability if an item is dropped:									
	raw_alpha	std.alpha	G6(sm)	average_r	S/N	alpha	se	var.r	med.r
M1	0.64	0.66	0.66	0.28	1.9	0.0064	0.040	0.31	
M2	0.62	0.63	0.63	0.26	1.7	0.0068	0.036	0.28	
M3	0.69	0.70	0.69	0.32	2.3	0.0056	0.033	0.41	
M4	0.60	0.61	0.60	0.24	1.5	0.0071	0.039	0.31	
M5-	0.76	0.76	0.73	0.39	3.3	0.0043	0.006	0.41	
M6	0.60	0.62	0.62	0.25	1.6	0.0071	0.039	0.28	

Tableau 49 : Résultats du test du coefficient alpha de Cronbach à partir des 6 affirmations sur les attitudes relatives à l'argent

A partir des réponses à ces affirmations des 8 003 personnes interrogées lors de l'étude finale, le coefficient de Cronbach obtenu vaut 0,7 avec un intervalle de confiance à 95 % de [0,69 ; 0,71] ce qui est le minimum pour confirmer la validité interne de l'échelle. Cependant, il est possible d'améliorer ce score en retirant les affirmations les moins corrélées avec le score total. La deuxième colonne du tableau 49 donne le coefficient alpha si on enlève l'affirmation concernée. Ainsi, on peut voir qu'en enlevant l'affirmation M5 de l'échelle, très

peu corrélée avec les autres comme le montre le tableau 50, on obtient un coefficient de 0,76, ce qui est très satisfaisant.

	M1	M2	M3	M4	M5	M6
M1	1.00000000	0.42016801	0.2772326	0.4292697	-0.02674624	0.3921439
M2	0.42016801	1.00000000	0.3589845	0.4760179	-0.04948631	0.4601226
M3	0.27723262	0.35898447	1.00000000	0.2799130	0.11602225	0.3469614
M4	0.42926974	0.47601786	0.2799130	1.00000000	-0.27794973	0.4995264
M5	-0.02674624	-0.04948631	0.1160222	-0.2779497	1.00000000	-0.1454698
M6	0.39214393	0.46012260	0.3469614	0.4995264	-0.14546976	1.0000000

Tableau 50 : Corrélation des valeurs entre les différentes affirmations sur les attitudes relatives à l'argent

```

lower alpha upper      95% confidence boundaries
0.75 0.76 0.77

Reliability if an item is dropped:
raw_alpha std.alpha G6(smc) average_r S/N alpha se var.r med.r
M1      0.72      0.73      0.68      0.40 2.7  0.0051 0.0076 0.41
M2      0.70      0.70      0.65      0.37 2.4  0.0056 0.0076 0.37
M3      0.76      0.76      0.71      0.45 3.2  0.0044 0.0016 0.44
M4      0.70      0.71      0.65      0.38 2.4  0.0054 0.0040 0.38
M6      0.70      0.70      0.65      0.37 2.4  0.0056 0.0068 0.39

```

Tableau 51 : Résultats du test du coefficient alpha de Cronbach à partir des 4 « meilleures » affirmations sur les attitudes relatives à l'argent

En retirant l'affirmation M5 l'échelle est associée à coefficient de 0,76 et il n'est plus possible d'améliorer ce score en enlevant une autre affirmation. Par conséquent, l'échelle de mesure pour mesurer la propension à économiser est composée de cinq affirmations uniquement.

IV.2.2.2. Test de la validité externe de l'échelle mesurant la propension à économiser

Notre instrument nous a permis de construire un score mesurant la propension à économiser. Ce score est la moyenne des réponses de l'échelle de Likert pour les affirmations 1, 2, 3, 4 et 5. Ce score peut donc théoriquement aller de 1 à 7. Voici les moyennes de ces scores pour chacun des pays et pour l'échantillon global :

	France	Belgique	Allemagne	Pays-Bas	Ensemble
Propension à économiser	4,82	4,77	4,56	4,67	4,71

Tableau 52 : Scores de propension à économiser dans chacun pays de l'étude VALOR

Dans le tableau 52, on peut voir que les scores de propension à économiser sont les plus bas en France et en Belgique⁶⁹, et le plus élevé en Allemagne. Cette observation peut faire sens car on a vu dans les sections précédentes que la valeur de l'évitement du décès, la valeur de l'évitement du blessé grave et la valeur du temps sont les plus basses en France et les plus élevées en Allemagne. Bien évidemment, il existe d'autres variables jouant sur les préférences vis-à-vis de l'attribut de coût. L'interaction de ce score avec la préférence pour le coût sera étudiée dans le modèle mixte logit avec interactions et variables latentes dans la section IV.3.

Pour tester la validité externe de notre instrument de mesure, nous avons comparé les distributions de scores individuels de propension à économiser entre les répondants qui déclarent que le coût est un attribut important dans l'arbitrage des itinéraires et ceux qui considèrent que ce dernier n'est pas important.

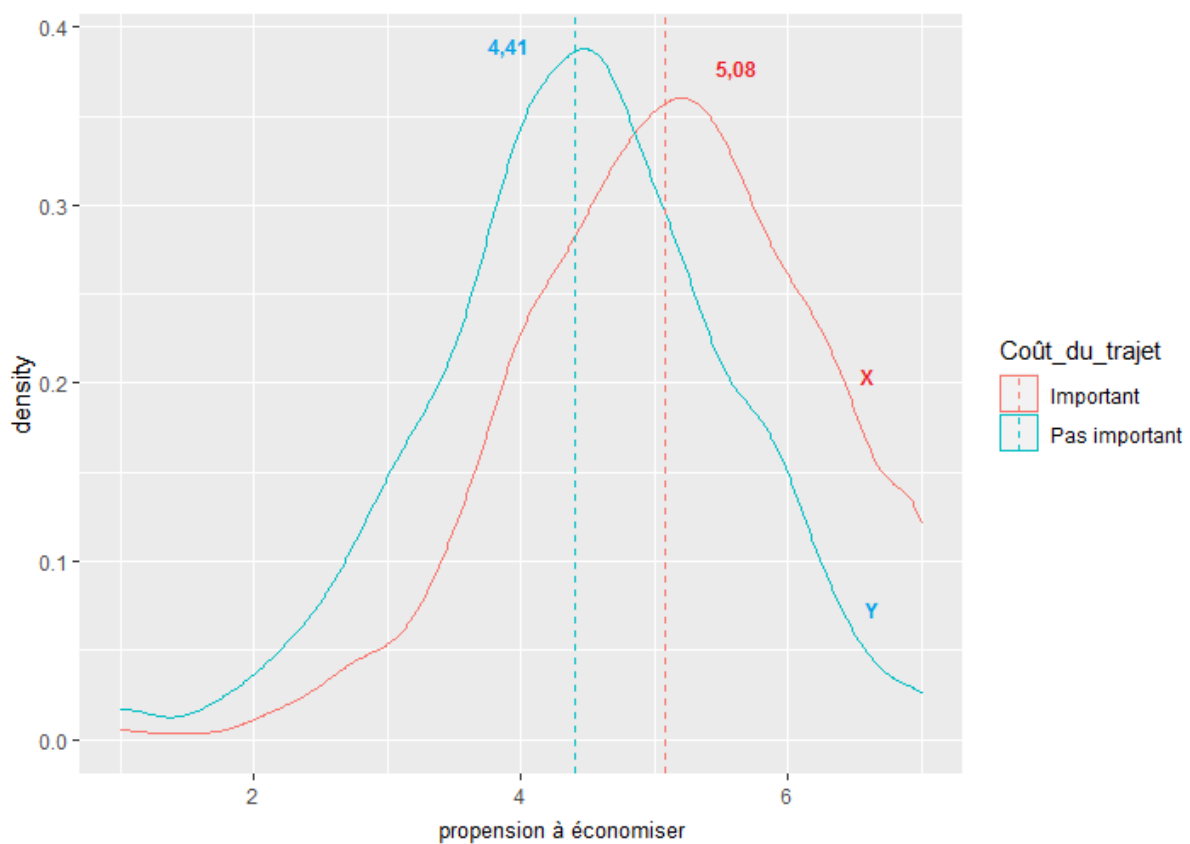


Figure 12 : Comparaison de la distribution des scores de propension à économiser entre les répondants estimant que le coût du trajet n'est pas important dans l'arbitrage et ceux qui pensent le contraire

La moyenne de la distribution X, variable représentant les scores « propension à consommer » des individus qui considèrent le coût comme important, vaut 5,08 et est supérieure à la moyenne 4,41 de la distribution de Y des individus qui considèrent le coût comme pas important dans l'arbitrage des itinéraires. D'après le test de normalité de Shapiro-Wilk, les deux distributions ne sont pas normales bien qu'elles aient visuellement une forme

⁶⁹ Le test de Wilcoxon-Mann-Whitney permet de dire que toutes les distributions du score de propension à économiser sont différentes hormis entre la France et la Belgique ou la p-value à 10% conduit à penser que les distributions de scores individuels sont similaires.

de courbe Gaussienne. De ce fait, on ne peut pas utiliser de test de Student pour les comparer et il faut opter pour des tests non paramétriques comme le test de Wilcoxon-Mann-Whitney avec pour hypothèses :

$$\begin{aligned} \{H_0 : X \text{ et } Y \text{ ont la même distribution} & \qquad H_1 \\ & : \text{ la distribution de } X \text{ est à droite de celle de } Y \end{aligned}$$

La p-value de ce test était inférieure à $2,2 \cdot 10^{-16}$ ce qui entraîne le rejet de H_0 . Ainsi, la distribution de X et de Y sont différentes de manière hautement significative et ceux qui considèrent le coût comme un attribut important dans l'arbitrage ont un score « propension à économiser » en moyenne supérieur à ceux qui considèrent le coût comme pas important.

Le fait d'obtenir un résultat attendu reliant l'importance accordée à l'attribut de coût dans l'arbitrage des itinéraires au score de « propension à économiser » tend à confirmer la validité externe de l'échelle.

IV.2.3. Echelle d'attitude par rapport au temps

A l'issue de la revue de littérature, des focus groupes, de l'étude pilote et des multiples discussions entre scientifiques de l'étude VALOR, voici les 6 affirmations retenues pour mesurer la pression temporelle ressentie par les répondants, lors de l'enquête finale :

- T₁ : Je suis souvent pressé.
- T₂ : Les bouchons inattendus ou les retards de train me stressent
- T₃ : J'aimerais qu'une journée dure plus de 24 heures.
- T₄ : Au cours de la journée, je peux facilement faire toutes les activités que j'ai prévues.
- T₅ : Je planifie systématiquement mes journées pour ne pas perdre de temps.
- T₆ : Quand j'ai un rendez-vous, j'arrive toujours à l'heure.

IV.2.3.1. Test de la fiabilité de l'échelle de pression temporelle ressentie

	lower	alpha	upper	95% confidence boundaries					
	0.82	0.83	0.83						
Reliability if an item is dropped:									
	raw_alpha	std.alpha	G6(sm)	average_r	S/N	alpha	se	var.r	med.r
T1	0.77	0.77	0.75	0.41	3.4	0.0040	0.0122	0.37	
T2	0.83	0.83	0.81	0.50	5.0	0.0029	0.0126	0.48	
T3	0.80	0.80	0.79	0.45	4.1	0.0035	0.0197	0.41	
T4	0.82	0.82	0.80	0.48	4.5	0.0032	0.0179	0.48	
T5	0.79	0.79	0.77	0.43	3.8	0.0037	0.0150	0.41	
T6	0.77	0.77	0.74	0.40	3.3	0.0041	0.0088	0.38	

Tableau 54 : Résultats du test du coefficient alpha de Cronbach à partir des 6 affirmations sur les attitudes relatives au temps.

A partir des réponses à ces affirmations des 8 003 personnes interrogées lors de l'étude finale, le coefficient de Cronbach obtenu vaut 0,83 ce qui est optimal car largement au-dessus des 0,7 recommandé dans la littérature (Nunnally, 1978) sans être au-dessus des 0,9 potentiellement signe de redondance dans les affirmations, diminuant paradoxalement la fiabilité réelle de l'échelle (DeVellis, 2012). Par conséquent, toutes les affirmations ont été retenues pour l'échelle de mesure sur la pression temporelle ressentie.

IV.2.3.2. Test de la validité externe de l'échelle de pression temporelle ressentie

Notre instrument nous a permis de construire un score mesurant la pression temporelle ressentie. Ce score est la moyenne des réponses de l'échelle de Likert pour les 6 affirmations. Il peut donc théoriquement aller de 1 à 7. Voici les moyennes de ces scores pour chacun des pays et pour l'échantillon global :

	France	Belgique	Allemagne	Pays-Bas	Ensemble
Pression temporelle ressentie	4,00	4,16	3,82	3,94	3,98

Tableau 55 : Scores de pression temporelle ressentie dans chacun pays de l'étude VALOR

Le test de Wilcoxon-Mann-Whitney permet de différencier toutes les distributions de score deux-à-deux, hormis les scores de pression temporelle ressentie en France et aux Pays-Bas. Dans le tableau 55, on peut voir que les scores de pression temporelle ressentie sont les plus bas en Allemagne et les plus élevés en Belgique. Cette observation peut faire sens car on a vu dans les sections précédentes que la VT Belge est la deuxième la plus élevée alors que la propension à économiser des Belges est importante. En revanche, alors que les Allemands semblent les moins touchés par la pression temporelle, ce sont eux qui ont la VT la plus élevée. Bien évidemment, il existe d'autres variables jouant sur les préférences vis-à-vis de l'attribut de temps. L'interaction de ce score avec la préférence pour le temps sera étudiée dans le modèle mixte logit avec interactions et variables latentes dans la section IV.3.

Pour tester la validité externe de notre instrument de mesure, nous avons comparé les distributions de scores individuels de pression temporelle ressentie entre les répondants qui déclarent que la durée est un attribut important dans l'arbitrage des itinéraires et ceux qui considèrent que celle-ci n'est pas importante.

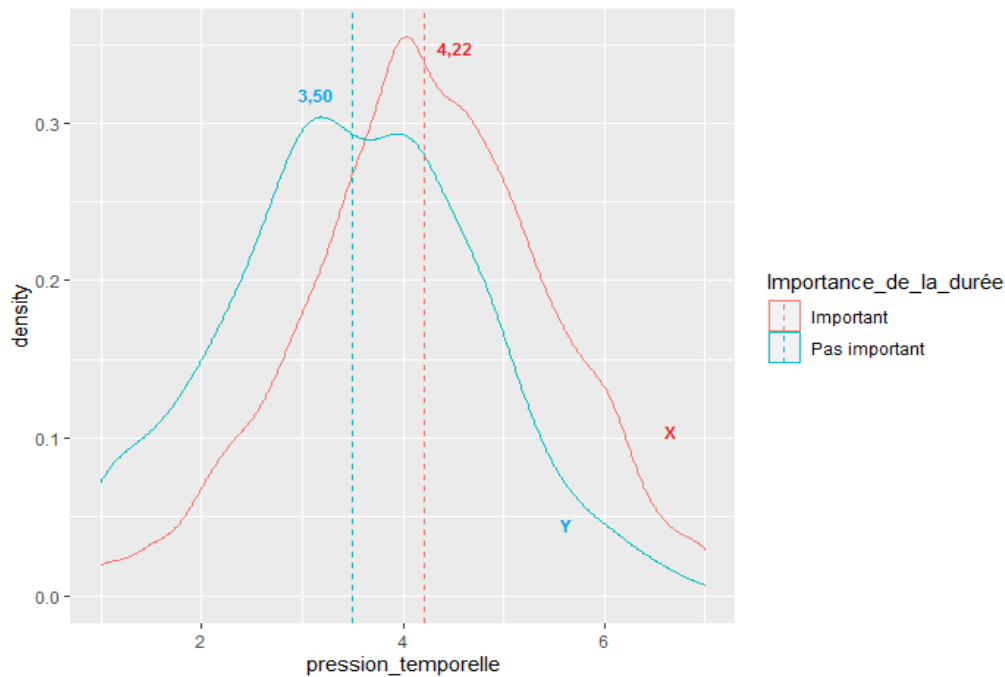


Figure 13 : Comparaison de la distribution des scores de pression temporelle ressentie entre les répondants estimant que la durée du trajet n'est pas importante dans l'arbitrage et ceux qui pensent le contraire

Le test de Wilcoxon-Mann-Whitney permet d'affirmer que la distribution de X et de Y sont différentes de manière hautement significatives et que ceux qui considèrent la durée de trajet comme un attribut important dans l'arbitrage ont un score « pression temporelle ressentie » en moyenne supérieur à ceux qui considèrent la durée comme pas importante.

Le fait d'obtenir un résultat attendu reliant l'importance accordée à l'attribut de durée dans l'arbitrage des itinéraires au score de « pression temporelle ressentie » tend à confirmer la validité externe de l'échelle.

IV.2.4. Echelle d'attitude par rapport au risque

Voici les 6 affirmations visant à évaluer les attitudes par rapport au risque retenues pour les focus groupes qui ont eu lieu en février 2020 en France en Allemagne et en Belgique :

-R₁ : Durant la nuit, rentrer seul et à pied à la maison en passant par un quartier malfamé de la ville est très risqué.

-R₂ : Avoir des relations sexuelles non protégées, c'est prendre un risque important.

-R₃ : Vivre prudemment, sans prendre de risques, c'est risquer de ne pas vivre.

-R₄ : J'aime faire des choses un peu effrayantes.

-R₅ : Lorsque j'achète un appareil électroménager, j'achète toujours l'extension de garantie dommages.

-R₆ : J'aime jouer de grosses sommes d'argent aux jeux de loterie.

IV.2.4.1. Test de la fiabilité de l'échelle de propension à prendre des risques physiques

```

lower alpha upper      95% confidence boundaries
0.77 0.77 0.78

Reliability if an item is dropped:
  raw_alpha std.alpha G6(sm) average_r S/N alpha se var.r med.r
R1      0.73      0.74      0.72      0.36 2.9  0.0048 0.0113 0.32
R2      0.72      0.72      0.69      0.34 2.6  0.0050 0.0060 0.32
R3      0.76      0.78      0.75      0.41 3.5  0.0042 0.0116 0.40
R4      0.72      0.72      0.69      0.34 2.6  0.0050 0.0044 0.32
R5      0.76      0.77      0.74      0.40 3.3  0.0043 0.0149 0.40
R6      0.74      0.75      0.73      0.38 3.0  0.0046 0.0155 0.32

```

Tableau 56 : Résultats du test du coefficient alpha de Cronbach à partir des 6 affirmations sur les attitudes relatives au risque.

A partir des réponses à ces affirmations des 8003 personnes interrogées lors de l'étude finale, le coefficient de Cronbach obtenu vaut 0,77 ce qui confirme la fiabilité de l'échelle. De plus, il n'est plus possible d'augmenter le coefficient en enlevant une affirmation ce qui valide l'instrument de mesure basé sur les six affirmations.

IV.2.4.2. Test de la validité externe de l'échelle de propension à prendre du risque physique

Notre instrument nous a permis de construire un score mesurant la propension à prendre des risques physiques. Ce score est la moyenne des réponses de l'échelle de Likert pour les 6 affirmations. Il peut donc théoriquement aller de 1 à 7. Voici les moyennes de ces scores pour chacun des pays et pour l'échantillon global :

	France	Belgique	Allemagne	Pays-Bas	Ensemble
Propension à prendre des risques physiques	2,70	2,78	2,51	2,75	2,69

Tableau 57 : Scores de propension à prendre des risques physiques dans chacun pays de l'étude VALOR

Le test de Wilcoxon-Mann-Whitney permet de différencier toutes les distributions de score deux-à-deux, hormis les scores de propension à prendre des risques physiques en France et aux Pays-Bas. Dans le tableau 57, on peut voir que les scores de propension à prendre des risques physiques sont les plus bas en Allemagne et le plus élevé en Belgique. Cette observation peut faire sens car on a vu dans les sections précédentes que la VVS et la VBG Allemande sont les plus élevées. Il faut noter qu'il existe d'autres variables jouant sur les préférences vis-à-vis des attributs de risque. L'interaction de ce score avec la préférence pour le risque sera étudiée dans le modèle mixte logit avec interactions et variables latentes dans la section IV.3.

Pour tester la validité externe de notre instrument de mesure, nous avons comparé les distributions de scores individuels de propension à prendre des risques physiques entre les répondants qui déclarent que le risque de décès est un attribut important dans l'arbitrage des itinéraires et ceux qui considèrent que celui-ci n'est pas important.

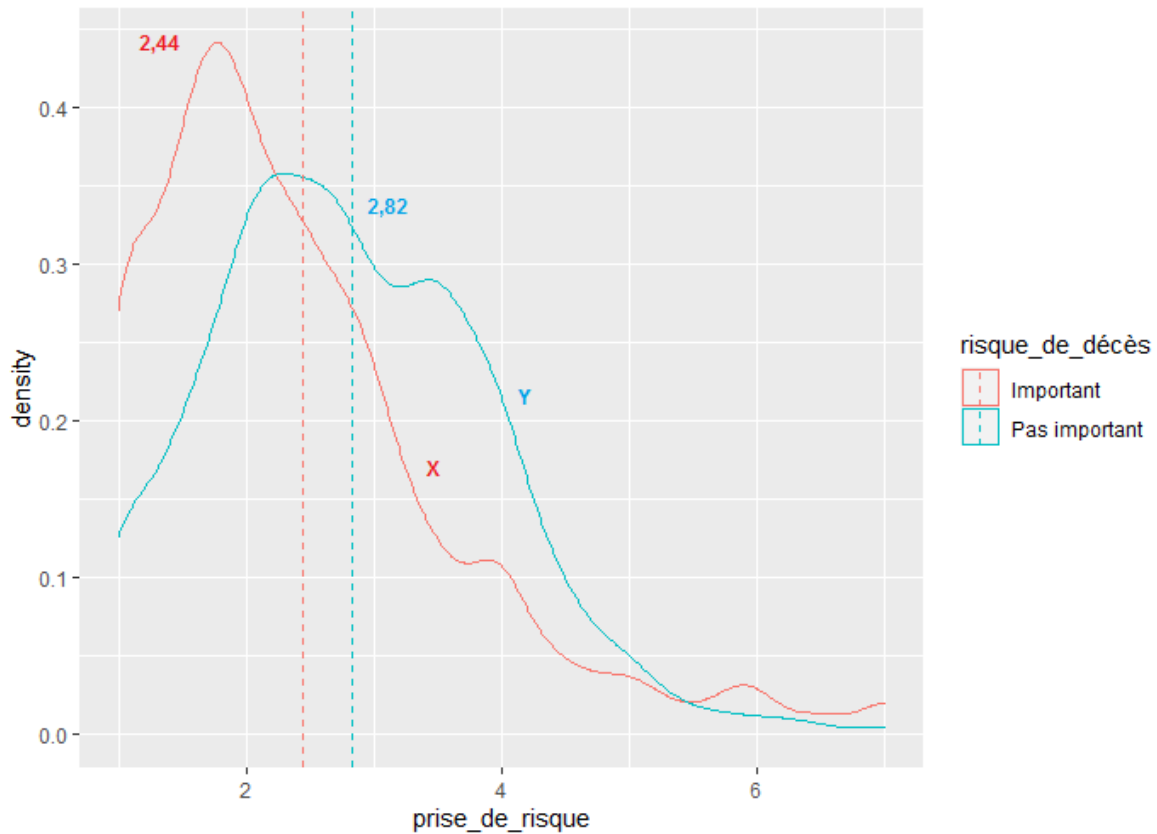


Figure 14 : Comparaison de la distribution des scores de propension à prendre des risques physiques entre les répondants estimant que le risque de décès n'est pas important dans l'arbitrage et ceux qui pensent le contraire

Le test de Wilcoxon-Mann-Whitney permet d'affirmer que la distribution de X et de Y sont différentes de manière hautement significatives, que ceux qui considèrent le risque de décès⁷⁰ comme un attribut important dans l'arbitrage ont un score « prise de risque » en moyenne inférieur à ceux qui considère le risque de décès comme pas important.

Le fait d'obtenir un résultat attendu reliant l'importance accordée à l'attribut de risque de décès dans l'arbitrage des itinéraires au score de « prise de risque » tend à confirmer la validité externe de l'échelle.

IV.3. Modèle logit Mixte avec prise en compte des variables latentes

⁷⁰ Le même test fonctionnait de manière similaire avec le risque de blessure grave.

Cette section porte sur des travaux exploratoires qui seront peaufinés ultérieurement. Les modèles logit mixte avec interactions sont enrichis avec l'introduction des scores moyens pour chacun des trois instruments de mesure sous forme d'interactions avec les attributs concernés. Mon hypothèse est que les différences entre pays sont en partie explicables par des différences d'attitude et que les trois variables latentes que nous avons créées permettent de capter une partie de cette source d'hétérogénéité. Les nouvelles interactions sont au nombre de quatre :

- Le score de propension à économiser interagit avec l'attribut de coût,
- Le score de pression temporelle interagit avec l'attribut de durée,
- Le score de propension à prendre des risques physiques interagit à la fois avec le risque de blessure grave et à la fois avec le risque de décès.

Coefficients	Ensemble des pays (5 527)	France (1 385)
Coût	-0,064***	-0,084*
Durée	-0,035***	-0,011
Risque de décès	-0,118***	-0,116***
Risque de blessure	-0,015***	-0,014***
<i>Propension à économiser</i>	---	---
<i>Parent</i>	+	0
<i>France⁷¹</i>	---	X
<i>Employeur qui paie</i>	+++	+
<i>Partenaire/proche(s) qui paie(nt)</i>	+	0
<i>Pression temporelle ressentie</i>	---	---
<i>Âge</i>	0	+++
<i>Revenu du ménage</i>	---	-
<i>France</i>	+++	X
<i>Parent</i>	++	0
<i>Distance annuelle : 10000/20000km</i>	0	--
<i>Autres motifs</i>	--	0

⁷¹ Les variables de pays sont dichotomiques et l'Allemagne est le pays de référence.

<i>Propension à prendre des risques physiques</i>	+++	+++
<i>Âge</i>	---	---
<i>Evaluation du risque a priori</i>	+++	+++
<i>Expérience d'accident matériel</i>	---	0
<i>Sécurité Routière plus importante</i>	---	---
<i>Propension à prendre des risques physiques</i>	+++	+++
<i>Âge</i>	---	---
<i>Evaluation du risque a priori</i>	+++	+++
<i>Sécurité Routière plus importante</i>	0	-
<i>Sécurité Routière moins importante</i>	+++	0
AIC	47 654	12 153
Log-vraisemblance	-23 802	-6 058

Niveaux de significativité : *** < 0,001, ** < 0,01, * < 0,05, . < 0,10

- : significatif et négativement corrélé

+ : significatif et positivement corrélé

0 : non significatif

X : pas applicable

Tableau 58 : Résultats de l'application du modèle logit Mixte avec interactions et variables latentes, dimension de panel et distributions triangulaires bornées en zéro pour les attributs de risque et normale pour l'attribut de temps, à l'échantillon d'analyse principale pour l'ensemble des pays et pour la France

Tout d'abord, le premier point à noter dans le tableau 58 est que l'on observe ce que l'on s'attendait à voir du point de vue des variables latentes. En effet, la propension à économiser joue négativement et de manière très significative sur l'utilité de l'attribut de coût, la pression temporelle ressentie joue négativement et de façon très significative sur l'utilité de la durée et la propension à prendre des risques physiques joue positivement et de manière très significative sur l'utilité des attributs de risque de décès et de risque de blessure. En d'autres termes, cela signifie que les individus avec une propension à économiser plus forte accordent davantage d'importance au coût du trajet, les individus avec une pression temporelle ressentie donnent plus de valeur à la durée de trajet et les individus avec une propension à prendre des risques physiques accordent moins d'importance aux risques routiers. On peut noter que l'introduction des variables latentes dans le modèle appliqué à la France a réduit la significativité des attributs de coût et surtout de durée qui ont toujours été, dans chacun des modèles, très significatifs. Ceci traduit le fait que les interactions entre

propensions à économiser et coût et entre pression temporelle ressentie et durée sont davantage explicatives que l'attribut de coût et respectivement l'attribut de durée, pris seul.

Par ailleurs, on peut noter qu'en ajoutant les quatre interactions des variables latentes dans le processus itératif du choix des interactions significatives, le nombre de variables finalement retenues a diminué. En effet, dans le modèle sans variable latente (cf tableau 47 partie III.4), nous avons retenu 30 variables dont 26 interactions alors qu'avec les variables latentes, nous ne conservons plus que 23 variables dont 19 interactions. En combinant cette observation au fait que les critères de pertinence se sont légèrement améliorés⁷², on peut en conclure que l'introduction des variables latentes a grandement amélioré le modèle et sa capacité à expliquer les choix d'itinéraires des individus.

De plus, il est intéressant de regarder dans le détail les 11 interactions qui ont été retranchées du modèle après l'introduction des 4 variables latentes :

- Dans les interactions avec l'attribut de coût, la variable latente de propension à économiser a remplacé l'âge, le genre, le revenu du ménage et les déplacements contraints.
- Dans les interactions avec l'attribut de durée, la pression temporelle ressentie a remplacé l'âge et le fait de conduire une voiture entre 10 000 et 20 000 km par an sur autoroute.
- Dans les interactions avec l'attribut de risque de décès, la propension à prendre des risques physiques a remplacé le fait d'être Belge, le fait d'être Français, les déplacements contraints et le fait de considérer la sécurité routière comme moins importante depuis la pandémie de covid19.
- Parmi les interactions avec l'attribut de risque de blessure, la propension à prendre des risques physiques a remplacé les déplacements contraints.

Il est ainsi important de noter que l'introduction des variables latentes confirme en partie l'hypothèse émise concernant la possibilité que la cause des différences entre pays, non capturée dans le modèle mixte avec effets d'interaction, pouvait être en partie capturée par les variables latentes. En effet, l'introduction des 3 variables latentes a entraîné le retranchement des interactions entre le fait d'être Français ou Belge et l'attribut de risque de décès qui signifiait que les Belges et les Français accordaient, toutes choses égales par ailleurs, moins d'importance au risque de décès que les Allemands en référence. Le fait que l'introduction de la propension à prendre des risques physiques gomme cette interaction fait sens car, comme le montre le tableau 58 ci-dessous, les Français et les Belges ont un score de prise de risques physiques valant respectivement 2,70 et 2,78, ce qui est supérieur au score Allemand qui vaut 2,51. On peut cependant noter que les scores de propension à économiser et de pression temporelle ressentie n'ont pas suffi à expliquer pourquoi les Français donnent relativement moins d'importance que les autres respectivement au coût du trajet et à sa durée.

⁷² L'AIC est passé de 47 895 à 47 654 et la log vraisemblance est passée de -23 921 à -23 802.

Le tableau 58 récapitule les scores moyens des trois instruments de mesures pour chacun des quatre pays :

	France	Belgique	Allemagne	Pays-Bas
Propension à économiser	4,82	4,77	4,56	4,67
Pression temporelle ressentie	4,00	4,16	3,82	3,94
Propension à prendre des risques physiques	2,70	2,78	2,51	2,75

Tableau 58 : Scores de propension à économiser, de pression temporelle ressentie et de propension à prendre des risques physiques dans chacun pays de l'étude VALOR

D'autre part, les variables latentes sont des outils utiles pour mesurer l'impact des trois comportements mesurés sur les consentements à payer moyens et les différences entre pays. Les valeurs moyennes estimées par le modèle utilisant les variables latentes, pour chacun des quatre pays de l'étude, sont les suivantes :

	France	Belgique	Allemagne	Pays-Bas
VVS	5,15 M€	6,35 M€	6,52 M€	6,13 M€
VBG	0,76 M€	0,94 M€	0,96 M€	0,91 M€
VT	11,5 €/h	16,4 €/h	16,2 €/h	16,4 €/h

Tableau 59 : Estimations moyennes des VVS, VBG et VT des quatre pays, à partir du modèle mixte logit avec effets d'interactions comprenant les trois variables latentes

Dans le tableau 59, les résultats sont sensiblement différents des résultats que nous avons obtenus et recommandés à l'issue du modèle logit mixte sans interaction. Ceci est imputable à l'introduction des nombreuses variables observables, qui sont significatives pour l'ensemble de l'échantillon mais parfois significatives que dans une partie des quatre pays comme on peut le voir dans le tableau 47 de la section III.4.. Les résultats restent cependant proches et les différences entre les pays demeurent à peu près similaires.

D'après ce modèle, la VVS Française de 5,15 M€ et la VBG de 0,76 M€ sont inférieures de 16 % à la VVS néerlandaise de 6,13 M€ et à la VBG de 0,91 M€. En modifiant uniquement le score moyen de propension à économiser français de 4,82 à 4,67 et le score de propension à prendre des risques physiques de 2,70 à 2,75 pour avoir les mêmes scores d'attitude entre les deux pays la VVS et la VBG françaises augmenteraient de 1 % et seraient de respectivement de 5,21 M€ et 0,77 M€. Ainsi, l'introduction d'instruments de mesure captant des attitudes a priori non observables a permis d'expliquer 6 % de la différence entre valeurs Françaises et valeurs Néerlandaises.

De plus, la même analyse peut être faite concernant les scores d'attitudes belges sur le calcul de la valeur du temps française. Si les Français avaient les scores de pression temporelle ressentie et la propension à économiser Belges, la VT moyenne serait de 11,8 €/h

(+ 3%). Ici, l'introduction des instruments de mesure permet aussi d'expliquer 6 % des différences entre VT française et VT belge.

Les deux précédentes observations permettent de mettre en exergue le fait que nos échelles d'attitudes permettent d'expliquer une partie des différences de valeurs entre pays. Cependant les variables latentes expliquent bien davantage les différences entre individus pour lesquels le spectre de scores d'attitudes est large, que les différences entre pays où les valeurs moyennes sont assez proches.

Il est important de noter que la France, contrairement aux trois autres pays, a des différences de valeurs qui ne sont pas expliquées par les variables observables significatives. Ainsi, il existe des différences de préférences individuelles entre la France et les trois autres pays, qui sont imputables à des variables non observables (ou non observées dans notre étude). Il est évident qu'il existe une multitude d'autres différences d'attitudes que nous ne mesurons pas ici et qui pourraient expliquer les différences de valeurs entre la France et les trois autres pays. Cependant, on peut tout de même émettre une hypothèse sur les différences culturelles qui expliquent que la France a une préférence significativement supérieure pour baisser le coût des trajets. En France, en octobre 2018, est apparu le mouvement des gilets jaunes dont l'une des principales revendications initiales était la baisse des prix des carburants. Etant donné que le mouvement a été soutenu par une grosse partie de la population, il est probable que le contexte français ait pu jouer sur les préférences à la baisse des coûts de trajet.

Si nous nous concentrons sur les variables observables à notre disposition, nous pouvons mettre en évidence la sensibilité des résultats aux différentes variables observables et aux variables latentes. Le tableau 60 donne l'impact des différentes variables observables sur la VVS, la VBG et la VT :

Effet individuel sur Variables	VVS	VBG	VT
Être français*	-19 %	-18 %	-27 %
Jeunes (25 ans)	-14 %	-19 %	-
Âgés (70 ans)	+13 %	+17 %	-
Autoroutes sûres**	-16 %	-14 %	-
Autoroutes peu sûres	+20 %	+17 %	-
Propension à économiser = 2	+77 %	+77 %	+77 %
Propension à économiser = 6	-17 %	-17 %	-17 %
Propension à prendre des risques = 2	+11 %	+8 %	-
Propension à prendre des risques = 6	-50 %	-35 %	-
Pression temporelle ressentie = 2	-	-	-15 %
Pression temporelle ressentie = 6	-	-	+15 %

* Par rapport au fait de ne pas être Français. Les autres effets sont les variations mesurées par rapport aux valeurs estimées à partir de l'échantillon total.

** La sécurité des autoroutes est une mesure subjective allant de 1 pour « très peu sûre » à 11 pour « très sûre ». J'ai décidé que « sûre » correspondait à une note égale à 10/11 et que « peu sûre » correspondait à une note égale à 5/11.

Tableau 60 : Effets individuels des variables observées sur les valeurs estimées

Dans le tableau 60, nous pouvons voir que le fait d'être Français diminue de près de 20 % la VVS et la VBG et de 27 % la valeur du temps. Ici, on voit que les jeunes (25 ans) ont des VVS et VBG respectivement de 14% et 19% inférieurs à celles de l'échantillon (moyenne d'âge de 48 ans). Les âgés (70 ans) ont quant à eux une VVS et une VBG estimées respectivement 13 % et 17 % au-dessus de la moyenne. Cette observation pourrait laisser penser qu'il vaut mieux sauver des personnes âgées que des jeunes. En réalité, les personnes âgées ont davantage d'aversion pour le risque physique que les jeunes, ce qui explique cette différence. Les jeunes deviendront un jour plus « sages » et auront à leur tour une aversion pour le risque plus grande. De ce fait, on ne doit pas utiliser ces résultats pour établir des valeurs d'évitement en fonction de l'âge. Une approche par le QALY, comme celle du chapitre 1, est dans ce cas plus adaptée.

Chapitre 3 : Valorisation des coûts humains et des coûts médicaux par une approche individuelle

Dans le chapitre 2, la Valeur de la Vie Statistique (VVS) et la valeur du blessé grave (VBG) ont été estimées à partir d'une étude sur les préférences déclarées d'un échantillon représentatif de la population Française. Ainsi, les estimations étaient basées sur des scénarios hypothétiques de choix d'itinéraires autoroutiers. Dans ce chapitre, les estimations des coûts médicaux et des coûts humains sont basées à partir de l'analyse de données d'accidents et d'informations sur les victimes uniquement, blessés et/ou tués, dont l'accident de la route a entraîné une hospitalisation permettant de les identifier.

En France, les chiffres de l'accidentalité routière sont issus des données policières, notamment de la base des rapports d'accidents du fichier BAAC⁷³. Ces bases de données présentent l'avantage d'être exhaustives sur les décès de la route, mais les inconvénients conséquents de sous-reporter largement le nombre de blessés et de les reporter de manière non aléatoire, avec plusieurs biais (Amoros et al., 2007). A titre d'exemple, la police se déplace relativement peu sur les lieux d'un accident où aucun tiers n'est impliqué, ce qui conduit à une sous-représentation des cyclistes et des motocyclistes dans le total des victimes identifiées. Dans l'optique de dénombrer les blessés de la route, les données policières présentent l'inconvénient supplémentaire de fournir très peu d'informations concernant la gravité des accidents. En effet, les états de santé se limitent à une décomposition en trois catégories comprenant les tués, les blessés hospitalisés et les blessés non hospitalisés.

Compte tenu de ces deux problèmes, nous avons choisi de travailler à partir des données hospitalières qui présentent l'avantage d'être à la fois plus exhaustives sur les hospitalisations des victimes et plus précises sur les états de santé qui sont définis avec la classification internationale des Maladies⁷⁴ (CIM). Ainsi, chaque partie de ce chapitre est basée, entre autres, sur l'exploitation de la base de données du Programme de Médicalisation des Systèmes d'Information (PMSI) en médecine-chirurgie-obstétrique-odontologie (MCO). Cette base de données sera décrite tout au long du chapitre, en fonction des informations nécessaires aux méthodes développées.

Dans la première partie, il s'agit de présenter la méthode qui a permis d'identifier les hospitalisations imputables à un accident de la route et de dénombrer les victimes de la route hospitalisées qui ont été soit légèrement blessées, gravement blessées, voire décédées.

Dans la seconde partie, le coût hospitalier en médecine-chirurgie-obstétrique-odontologie (MCO) des victimes de la route sera estimé en combinant l'identification du nombre de blessés faite dans la première partie et un travail basé sur l'Etude Nationale des

⁷³ Le fichier BAAC regroupe l'ensemble des bulletins d'analyse des accidents corporels qui sont des fiches rassemblant des saisies d'information décrivant les accidents, réalisées par l'unité des forces de l'ordre.

⁷⁴ La CIM est une classification médicale codifiée, tenue à jour par l'OMS, classifiant les maladies, les blessures et les empoisonnements connus, selon leurs symptômes, causes, le type d'individu atteint, etc.

Coûts, qui étudie tous les ans les coûts des séjours hospitaliers à partir d'une méthodologie bien spécifique qui sera présentée.

Enfin, la dernière partie associera le travail d'identification de la première partie, l'application d'une méthode internationale estimant l'incapacité subie par les blessés hospitalisés et le travail des chapitres 1 et 2 sur la valorisation de la VVS et du QALY, permettant d'estimer le coût humain subi par les blessés de la route hospitalisés.

I. Identification des accidentés de la route hospitalisés

Pour mettre au point la méthode d'estimation du nombre de blessés de la route, les bases de données du PMSI MCO et du Registre du Rhône ont été utilisées :

-Le PMSI est issu d'une démarche du ministère de la Santé datant de 1982. Rendu obligatoire en 1991, ce dispositif vise, dans un premier temps, à définir l'activité des établissements hospitaliers et à déterminer à partir de celle-ci l'allocation budgétaire à effectuer. Pour atteindre cet objectif, il introduit une dimension médicale dans l'information collectée relative à l'activité hospitalière et permet ainsi d'obtenir de meilleures descriptions et mesures de cette activité. Les diagnostics médicaux sont codés avec la classification internationale des maladies. Cette classification permet à la fois la caractérisation des traumatismes et la connaissance de leur origine (liée ou non à un accident de la route). Lorsque nous mentionnons le PMSI dans ces travaux, nous parlons de la base de données médico-administrative résultant du dispositif décrit ci-dessus. Le PMSI se concentre sur quatre champs : médecine-chirurgie-obstétrique-odontologie (MCO), les soins de suite et de réadaptation (SSR), la psychiatrie (P) et les hospitalisations à domicile (HAD). Le suivi global d'un blessé, notamment pour l'analyse des coûts hospitaliers, nécessite d'identifier le cheminement de celui-ci à travers les quatre champs du PMSI. Dans ce chapitre, les travaux portent sur le PMSI MCO par lequel la majorité des blessés de la route est supposé passer étant donné que les blessures de la route entraînent logiquement des actes de médecine et/ou de chirurgie.

-Le Registre du Rhône est un enregistrement continu et exhaustif des victimes d'accident de la circulation routière se présentant aux urgences des hôpitaux du Rhône depuis 1995. Le recueil des données est assuré par la collaboration de l'ensemble des services de secours et de soins prenant en charge les victimes, avec les chercheurs et les employés de la saisie du Registre de l'UMRESTTE. Toute personne consultant à la suite d'un accident⁷⁵ de la circulation sur une voie publique ou privée du département du Rhône est incluse dans le Registre. On y recueille des renseignements concernant la victime, son accident, ses lésions (dont la gravité est codée avec le codage AIS) et son devenir médical.

Le processus d'estimation du nombre total de blessés et de tués hospitalisés à la suite d'un accident de la route se décompose selon les quatre étapes suivantes :

⁷⁵ Un accident implique au moins un moyen mécanique de locomotion, y compris les trottinettes, les planches ou patins à roulettes.

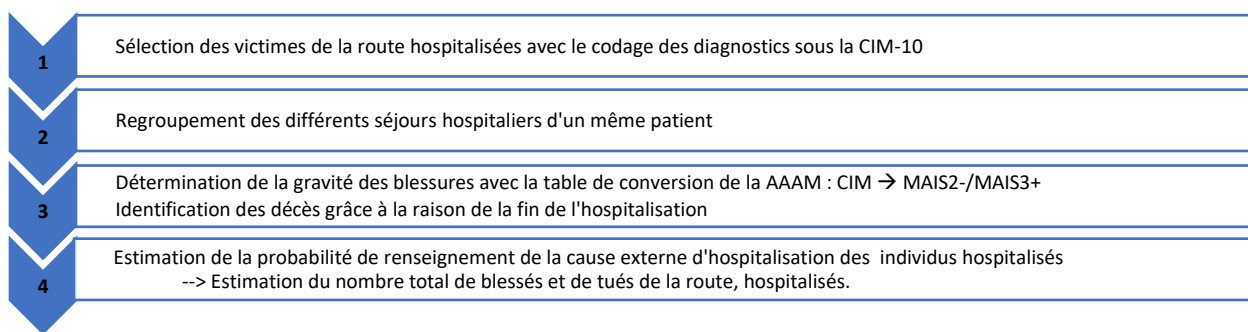


Figure 15 : Les quatre étapes de l'estimation du nombre de victimes hospitalisées à la suite d'un accident de la route

I.1. Identification des blessés et des tués de la route en trois étapes

Dans un premier temps, les séjours hospitaliers imputables à un accident de la route ont été identifiés à partir du renseignement de la cause externe, inscrite dans les diagnostics associés du PMSI⁷⁶.

Dans un second temps, étant donné qu'un blessé est associé parfois à plusieurs séjours hospitaliers, les différents séjours hospitaliers d'un même patient ont été regroupés à l'aide de l'identifiant anonyme, généré par l'Agence technique de l'information sur l'hospitalisation (ATIH) à partir d'une fonction de hachage informatique cryptant le numéro de sécurité sociale⁷⁷.

Dans un troisième temps, du fait que les descriptions lésionnelles de la Classification Internationale des maladies (CIM) ne permettent pas directement de déterminer la gravité des blessures au sens MAIS, il a fallu travailler sur cette conversion. Pour cela, un outil développé par l'Association for the Advancement of Automotive Medicine⁷⁸ (AAAM) permettant d'effectuer la conversion des traumatismes classifiés avec la CIM vers une classe MAIS (Maximum Abbreviated Injury Scale) a été utilisé. Concrètement, il s'agit de convertir des blessures classées par la CIM-10 en une classe de MAIS, et en associant la blessure subie par la victime à une gravité MAIS3+ (blessé grave) ou à une gravité MAIS2- (blessé léger). Les deux systèmes de codage ayant des objectifs bien distincts, l'outil ne permet pas de déterminer la gravité MAIS associée à chaque code CIM dans l'intégralité des cas. Pour remédier aux indéterminations, une imputation à partir des résultats d'une régression a été effectuée. En effet, un modèle logistique simple a d'abord été développé pour prédire la probabilité que chaque blessé, dont la gravité était déterminée, soit associé à une gravité MAIS3+, en utilisant les variables du PMSI présentées plus haut. Ensuite, en utilisant les coefficients des paramètres expliquant significativement⁷⁹ la probabilité que le séjour

⁷⁶ Les diagnostics associés des accidents de transport commencent par la lettre « V ».

⁷⁷ La fonction de cryptage informatique permet de toujours obtenir le même identifiant à partir d'un même numéro de sécurité sociale tout en empêchant de remonter de l'identifiant anonyme au numéro de sécurité sociale.

⁷⁸ Cet outil a été mis au point dans le cadre d'un projet de cartographie des blessés graves en Europe lancé par le *Transport and Mobility, Road Safety Unit* (TMRSU) dépendant de la commission européenne.

⁷⁹ Chaque variable présentait au moins une modalité significative et la durée et le tarif étaient des variables très significatives.

hospitalier soit associé à une blessure MAIS3+, il a été possible d'associer une probabilité d'être blessé légèrement et d'être blessé gravement à chaque victime blessée dont la gravité était précédemment indéterminée.

Par ailleurs, dans la définition retenue d'un blessé de la route, le blessé ne doit pas décéder dans les 30 jours suivant l'accident. De ce fait, un patient qui décède au bout de 29 jours suite à un accident de la route est comptabilisé comme tué alors qu'un patient décédé au bout de 31 jours est considéré comme un blessé de la route. Ainsi, nous avons aussi dissocié les blessés des tués en utilisant la variable « ModeSortie » nous permettant de savoir si l'hospitalisation s'est terminée par un décès⁸⁰, ainsi que la variable « Duree » comptabilisant le nombre de nuitées passées à l'hôpital par le patient.

Si la cause externe de l'hospitalisation était renseignée de manière systématique, l'identification complète des blessés serait possible à l'issue de cette étape. Cependant, il s'avère que le renseignement de cette variable n'est pas automatique et est effectif en France dans seulement environ 30 % des séjours sur les dernières années. Une fois l'échantillon d'accidentés de la route et hospitalisés identifié, nous avons donc travaillé sur le redressement à partir de la probabilité de renseignement de la cause de l'hospitalisation.

I.2. Quatrième étape : estimation de la probabilité de renseignement de la cause externe de l'hospitalisation

Si le renseignement de la cause externe de l'hospitalisation était aléatoire, une règle de trois aurait pu être utilisée pour redresser les effectifs obtenus à l'issue des trois étapes précédentes par l'inverse du taux de renseignement⁸¹. En réalité, il a été constaté que ce renseignement est lié à certaines variables telles que le secteur de l'établissement, l'ensemble des variables individuelles du tableau 61, le type de séjour ou même le type d'établissement de santé concerné. A partir de ces observations, de l'échantillon de l'ensemble des blessés hospitalisés, et des variables du PMSI ayant un pouvoir explicatif sur la probabilité de renseignement de la cause externe, nous avons décidé d'estimer la probabilité de renseignement de la cause d'hospitalisation pour les blessés associés à une cause d'hospitalisation renseignée. Le but de cette modélisation est d'estimer, pour chaque blessé de la route bien renseigné, la probabilité de renseignement de la cause d'hospitalisation afin d'obtenir des coefficients multiplicateurs de redressement adaptés aux facteurs jouant un rôle sur ce renseignement. En appliquant les coefficients multiplicateurs à l'échantillon identifié à l'issue de la troisième étape effectuée dans la section précédente, nous avons obtenu les effectifs suivants :

⁸⁰ La variable « ModeSortie » prend la valeur 9 quand il y a un décès.

⁸¹ Avec un taux de renseignement de 30 %, le coefficient multiplicateur serait de 3,33.

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Hospitalisations après un accident de la route (PMSI)	106 282	107 199	101 550	101 753	105 189	102 778	103 206	105 347
Hospitalisations de blessés légers (% total)	86 801 (26)	87 663 (27)	83 408 (29)	83 713 (31)	86 237 (30)	84 047 (31)	83 674 (29)	84 734 (27)
Hospitalisation de blessés graves (% total)	18 039 (87)	18 180 (90)	16 905 (93)	16 970 (98)	17 903 (99)	17 723 (99)	18 481 (100)	19 691 (100)
Nombre total de blessés légers de la route (Amoros et al., 2021*)	337 895	322 287	289 053	268 333	283 548	272 404	287 633	318 036
Nombre total de blessés graves de la route (Amoros et al., 2021)	20 818	20 303	18 253	17 271	18 047	17 951	18 510	19 561 ⁸²
Nombre total de décès de la route (ONISR)	3 992	3 963	3 653	3 268	3 384	3 461	3 477	3 448

*Les estimations sont issues d'une nouvelle méthode et ne convergent pas avec les données du SDIS pour l'année 2017

Tableau 62 : Evolution et comparaison du nombre de blessés et de tués à l'hôpital et au niveau national, entre 2010 et 2017

Comme on peut le voir avec le tableau 62, le nombre d'hospitalisations est resté stable autour de 106 000 hospitalisations entre 2010 et 2017. Cette stabilité globale masque cependant des variations selon la gravité des accidents. En effet, alors que le nombre total d'hospitalisations a diminué de moins de 1, le nombre de blessés graves a augmenté de 9 % et le nombre de blessés légers a diminué de 2 %.

Les trois dernières lignes du tableau 62 sont les estimations nationales du nombre total de blessés légers, des blessés graves et des tués de la route. Les blessés sont estimés à partir d'une méthode développée au sein de l'UMRESTTE (Amoros et al., 2021) et basée sur une méthode « capture-recapture » permettant une extrapolation nationale grâce à la comparaison, dans la région rhodanienne, des données policières et des données du Registre du Rhône. L'estimation du nombre de tués est basée sur les données policières qui sont considérées comme exhaustives quand il s'agit des décès de la route. La comparaison de ces trois lignes avec les trois lignes précédentes, sur les hospitalisations, permet de dire qu'un peu plus d'un quart des blessés légers de la route au sens MAIS2- sont hospitalisés et que la quasi-totalité des blessés graves au sens MAIS3+ sont hospitalisés. Il est évident que les blessés graves hospitalisés sont nettement plus représentatifs des blessés graves nationaux que les blessés légers hospitalisés par rapport aux blessés légers nationaux. En effet, les blessés légers qui sont hospitalisés sont logiquement associés à des blessures plus graves et nécessitant davantage une hospitalisation que l'ensemble des blessés légers. Ce constat permet de déduire que l'estimation du coût humain moyen des blessés légers hospitalisés, qui sera effectuée dans la troisième section du chapitre, ne sera pas à appliquer à l'ensemble des blessés légers, sous peine de surestimer le coût humain subi par l'ensemble des blessés légers.

⁸² L'estimation d'Amoros et al. 2021 du nombre total de blessés graves est légèrement inférieure à l'estimation faite à partir du PMSI du nombre de blessés graves hospitalisés. Nous avons décidé de poser l'hypothèse qu'en 2017 tous les blessés graves étaient hospitalisés.

Une distinction entre le coût humain des blessés légers hospitalisés et des blessés légers doit être observée.

Après avoir estimé le nombre de blessés de la route, il convient d'estimer le coût d'hospitalisation de ces victimes. Pour cela, nous nous sommes servis de l'Etude Nationale des Coûts à la méthodologie commune (ENC) que nous avons croisée avec nos effectifs estimés.

II. Utilisation de l'Etude Nationale des Coûts (ENC) pour l'estimation des coûts hospitaliers

Depuis 2004, la tarification à l'activité (T2A) a été graduellement mise en place dans le cadre du plan « Hôpital 2007 » (Ministère de la Santé, 2003). Cette tarification est en fait un mode de financement des établissements de santé français sur l'activité de court séjour des hôpitaux publics et privés qui vise à instaurer une logique de résultats. Les budgets des hôpitaux sont dès lors financés en fonction de la nature et du volume de leur activité. Dans ce contexte, le PMSI est sensé assurer le contrôle du degré d'efficacité des pratiques hospitalières, en permettant le calcul de l'allocation des budgets des hôpitaux, selon les séjours effectués et les tarifs réglementés associés.

Les coûts médicaux des accidents de la route incluent l'ensemble des dépenses liées au parcours de santé des victimes. Ce parcours peut être décomposé selon les quatre étapes suivantes :



Figure 16 : Décomposition des coûts médicaux de l'accidentalité routière par ordre chronologique

Les coûts médicaux représentent une composante de coût complexe à appréhender du fait qu'elle se décompose en plusieurs items très spécifiques. De plus, la difficulté d'accès aux données qui s'explique par la protection très réglementée des données de santé est une barrière supplémentaire à l'estimation de coûts. Contrairement au procédé de valorisation des coûts médicaux de la morbidité routière en place aux Etats-Unis depuis 1995 (Blincoe et al., 2015), les coûts médicaux ne sont pas identifiés dans les bilans économiques annuels de l'insécurité routière en France. Dans cette section, le but est d'estimer une grande partie des coûts médicaux liés à l'insécurité routière : les coûts d'hospitalisation en médecine, chirurgie, obstétrique, odontologie (MCO).

Il est important de noter qu'une partie des coûts médicaux entraîne des avantages pour certains acteurs de la santé et que l'utilisation de ressources de santé en quantité limitée entraîne nécessairement un coût d'opportunité. En effet, un accident de la route qui est suivi d'une hospitalisation entraîne l'occupation de personnels de secours et de soins, la consommation de ressources médicales, l'occupation de lits d'hôpitaux et de réanimation en quantité limitée. Ceci a parfois des conséquences significatives sur la prise en charge d'autres

malades. Ce phénomène de coût d'opportunité dans la prise en charge hospitalière a d'ailleurs été très marqué depuis le début de la pandémie du covid où la surcharge des lits de réanimation a détérioré la prise en charge de certains patients et à même empêché, dans certains hôpitaux, la prise en charge de personnes jugées trop âgées pour occuper des lits de réanimation. Cette vision approfondie des coûts n'a pas pu être développée au cours de la thèse, compte tenu du manque de données et des délais impartis. Le travail d'estimation est centré sur le coût de la prise en charge hospitalière en MCO des blessés et des tués de la route car c'est a priori l'item le plus coûteux et que l'accès aux bases de données du PMSI MCO a été obtenu en premier.

La méthode de restitution des coûts est la méthode recommandée pour estimer la composante des coûts médicaux (Wijnen et al., 2017). Cette méthode consiste à évaluer le coût des ressources nécessaires pour restaurer la situation des victimes de la route, de leurs proches et de leurs amis, à la situation hypothétique qui serait effective si l'accident n'avait pas eu lieu (Kasnatscheev et al., 2016). Pour appliquer la méthode de restitution des coûts au cas français, nous avons utilisé deux bases de données construites par l'ATIH qui sont l'ENC et le PMSI MCO. La partie suivante présente les parties de ces bases nous intéressant et les méthodes que nous avons développées pour estimer le coût hospitalier en MCO des accidents de la route.

II.1. Présentation des bases exploitées pour l'estimation

L'estimation du coût des séjours hospitaliers des blessés de la route nécessite de disposer des données permettant d'identifier les blessés de la route hospitalisés et des données permettant d'estimer le coût associé aux dites hospitalisations. Ces informations se trouvent respectivement dans la base de données du PMSI (Programme de médicalisation des systèmes d'information) et de l'ENC (Etude nationale des coûts à méthodologie commune). Dans cette partie, la présentation du PMSI est approfondie, le fonctionnement et l'utilité l'ENC sont détaillés, et la notion de groupe homogène de malades (GHM) qui relie les deux bases de données est définie.

II.1.1. Définition et objectifs des Groupes homogènes de malades

Dans le PMSI, les hospitalisations sont classées en GHM (groupe homogène de malades) qui est un système de classification médico-économique des hospitalisations en MCO (médecine-chirurgie-obstétrique-odontologie) au cœur de notre méthode d'estimation. Un GHM regroupe un ensemble d'hospitalisations homogènes au sens médical et repose sur un codage permettant d'identifier la catégorie majeure de diagnostic (CMD). Il est homogène du point de vue économique car les séjours d'un même GHM sont définis par des actes médicaux de même type et donc des consommations de ressources relativement similaires. Chaque année, l'ATIH estime le coût de l'ensemble des GHM lors de l'Etude Nationale des

Coûts (ENC). A ce titre, l'ENC nous a permis d'enrichir la base du PMSI par la possibilité d'avoir une estimation du coût de chaque séjour hospitalier imputable à un accident de la route.

Afin d'estimer le coût d'hospitalisation concernant les dépenses en MCO des blessés de la route, il est indispensable de comprendre le fonctionnement du PMSI MCO et notamment les variables utiles pour la valorisation. Dans le PMSI, comme mentionné dans le paragraphe précédent, le GHM est la principale variable qui permet l'estimation du coût des séjours hospitaliers des blessés de la route. La détermination des GHM dans le PMSI passe préalablement par une succession d'étapes décrites par la figure 17 :

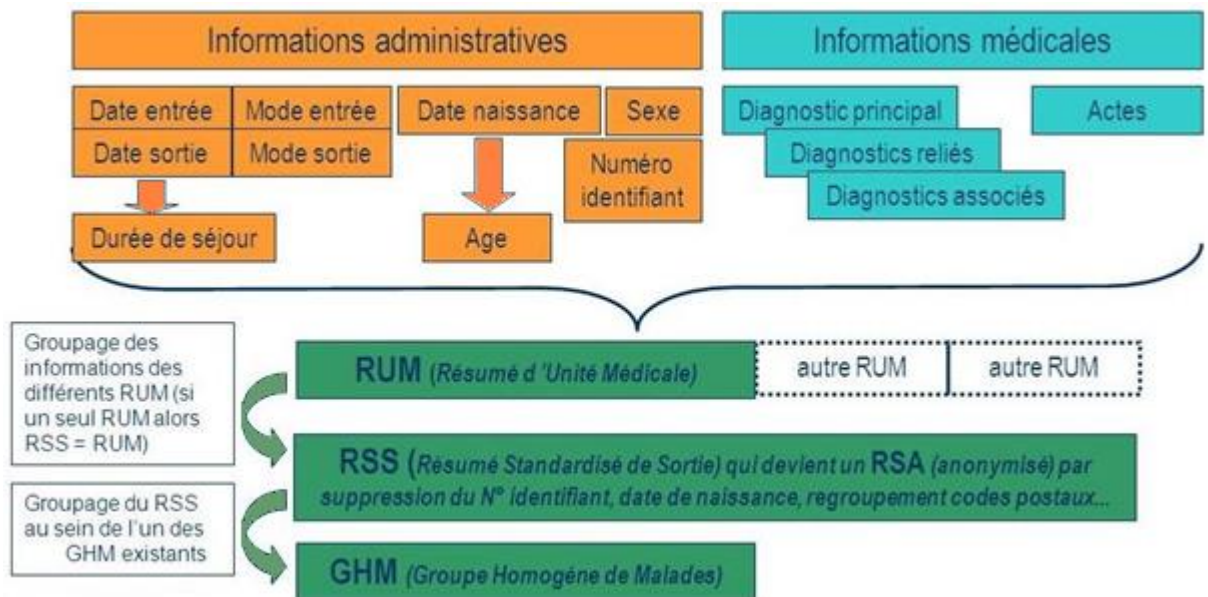


Figure 17 : Processus de construction des groupes homogènes de malades (GHM) et des groupes homogènes de séjours (GHS) à partir d'informations administratives et médicales (source : ATIH)

Le PMSI MCO se concentre sur les séjours hospitaliers en soins de courte durée. Il permet un recueil systématique d'informations administratives et médicales constituant un Résumé de sortie standardisé (RSS). Chaque RSS est composé d'un ou plusieurs Résumé(s) d'unité médicale (RUM) qui renseignent une grande quantité d'informations médicales et administratives dont, principalement, celles du tableau 61 de la section I.1.

Parmi ces informations, le numéro de l'établissement dans le fichier national des établissements sanitaires et sociaux (FINESS) et les diagnostics sont primordiaux pour l'évaluation des coûts des séjours hospitaliers. Le numéro FINESS permet de retrouver l'établissement dans lequel le patient a été hospitalisé et de connaître si l'hospitalisation a eu lieu dans le secteur de soins privé ou dans le secteur de soins public, secteurs entre lesquels il existe une différence de coût non négligeable. En effet, pour un même GHM, nous avons constaté que les établissements de soins privés ont en moyenne un coût inférieur aux établissements de soins publics. Le sens de cette inégalité peut paraître surprenant mais il est important de ne pas confondre coût des prestations médicales et tarifications de celles-ci. Ainsi, bien que les coûts d'un même GHM soient en moyenne supérieurs dans le public, les

tarifs demeurent supérieurs dans le secteur privé que avec des dépassements d'honoraires plus courants⁸³ et des restes à charge plus élevés.

Une autre information est primordiale dans notre méthode : les diagnostics médicaux. Trois diagnostics peuvent être dissociés : les diagnostics principaux, les diagnostics reliés et les diagnostics associés :

-Le diagnostic principal est supposé être le diagnostic qui a mobilisé l'essentiel de l'effort médical et soignant. Dans le cadre de la valorisation de la morbidité routière, il serait souhaitable que le diagnostic principal soit associé à la lésion la plus grave. Cependant, ce n'est pas ce qui est observé dans les faits. Dans une logique où c'est l'activité déclarée qui justifie le budget accordé, le diagnostic principal déclaré est généralement celui qui conduit au paiement le plus élevé. Ainsi, il n'est pas rare d'identifier des accidentés de la route dont le diagnostic principal n'est pas lié à l'accident. Pour illustrer ce phénomène, dans nos analyses, certains blessés de la route hospitalisés avaient un cancer en diagnostic principal alors que la cause initiale de leur hospitalisation était l'accident.

-Le diagnostic associé est par définition un diagnostic associé au diagnostic principal, ayant donné lieu à une prise en charge diagnostique ou thérapeutique au cours du séjour dans l'unité médicale concernée.

-Le diagnostic relié, quant à lui, est renseigné lorsque le diagnostic principal est insuffisant pour répondre à la question « pour quelle maladie, ou état, la prise en charge mentionnée en diagnostic principal a-t-elle été faite ? ». La connaissance de ces diagnostics est nécessaire pour renseigner les différents types de blessures ou de maladies des patients, ainsi que la cause de l'hospitalisation (accident de la route par exemple) renseignée dans les diagnostics associés. Tous ces diagnostics sont codés avec la Classification Internationales des Maladies en version 10 (CIM-10).

Par ailleurs, pour chaque patient, l'ensemble des Résumés d'Unité Médicale (RUM) sont réunis en un Résumé Standardisé de Sortie (RSS) dont certaines informations comme le numéro d'identifiant, la date de naissance ou le code postal sont retraitées afin d'assurer l'anonymat du patient. Ce processus est géré par un médecin du Département d'information médicale (DIM) qui utilise le logiciel GENRSA, afin de générer des résumés de sortie anonyme (RSA).

Lorsque les RSA ont été obtenus, le PMSI a la tâche de classer chaque patient hospitalisé dans un groupe homogène de malades (GHM). Un GHM est un profil de séjour de patient fondé à partir des données administratives, des diagnostics et des actes. On peut donc considérer un GHM comme un « panier de soins » homogène associé à un certain type de patient.

⁸³ Les dépassements d'honoraires sont plus fréquents dans le privé car contrairement aux établissements publics où les médecins sont fonctionnaires, les médecins sont autorisés à exercer leur activité de manière libérale.

Le codage en GHM est constitué de 4 étapes aboutissant à un code de 6 caractères :

-Les deux premiers sont numériques et déterminent le numéro de la CMD (catégorie majeure de diagnostic)

-Le troisième caractère est alphabétique et caractérise le GHM selon la typologie suivante :

C : groupe chirurgical avec acte classant opératoire

K : groupe avec acte classant non opératoire

M : groupe « médical » sans acte classant

Z : groupe indifférencié avec ou sans acte classant opératoire

H : groupe de la CM 90 hors groupe « Actes sans relation avec le diagnostic principal »

-Le 4^{ème} et le 5^{ème} caractère sont numériques et servent uniquement à différencier les GHM.

-Le 6^{ème} caractère est alphabétique ou numérique et donne une indication du niveau de sévérité ou de durée selon la typologie suivante :

V : sans CMA (complication ou morbidité associé)

W : avec CMA

S : avec CMASL

Z : non concerné par un niveau de sévérité ou des questions de courte durée

E : avec décès

Ou

A, B, C, D avec problèmes de sévérité croissante pour les 2 CMD de maternité (14 et 15). A correspond à « sans problème significatif », B correspond à « avec autre problème significatif », C correspond à « avec problème majeur » et D correspond à « avec problème sévère ».

Ou

1, 2, 3, 4 désigne les niveaux d'avancement d'une maladie ou le degré de sévérité de la blessure pour les CMD autres que 14 et 15. Tous les GHM n'ont pas forcément les 4 niveaux de sévérité.

Ou

J : Hospitalisation en ambulatoire

T : Hospitalisation de très courte durée, au maximum 3 jours.

Les cinq premiers caractères du GHM constituent ce qu'on appelle la racine du GHM.

Encadré 3 : Procédure de codification des GHM

Pour chaque GHM il existe un ou plusieurs groupes homogènes de séjours⁸⁴ (GHS) qui sont le pendant tarifaire de ces paniers de soins homogènes. A des fins d'illustration, le GHM 28Z11Z qui correspond au libellé « Techniques spéciale d'irradiation en externe, en séances » était associée en 2017 à cinq GHS différents dont le tarif allait, dans le public, de 574,08 euros à 1 361,84 euros. Les GHS, qui sont renseignés dans le PMSI, donnent l'information sur le futur budget qui sera alloué à chaque établissement. Dans le public, ils correspondent aux tarifs tout compris et dans le privé à un tarif hors honoraires. Cependant, bien que ce système de tarification soit basé sur des coûts, il ne couvre pas l'ensemble des domaines de production de l'hôpital⁸⁵. Ceci rend l'utilisation des montants des GHS insuffisante pour l'estimation des coûts hospitaliers. Pour obtenir une estimation de coût satisfaisante pour chaque GHM, il a été nécessaire d'explorer les données de l'Etude Nationale des Coûts (ENC).

II.1.2. Définition et objectifs de l'Etude Nationale des Coûts

L'ENC (Etude nationale des coûts) a été mise en place en 2006 par l'ATIH, dans le prolongement de l'ancienne ENC publique introduite en 1996 et de l'ENC privée réalisée pour les années 2004-2005, pour évaluer le coût des séjours hospitaliers, en vue d'une allocation plus équitable des ressources de l'assurance maladie. Ainsi, la mise en place de l'ENC répond à une volonté de convergence fixée par la loi de financement de la sécurité sociale 2005 qui a exigé une connaissance approfondie des écarts de coûts inter et intra sectoriels dans les établissements de santé. Au final, l'ENC est d'une part sensée fournir un outil d'aide à la décision pour les pouvoirs publics par son analyse des écarts de coûts et d'autre part un outil d'aide au développement de la gestion interne au sein des établissements en fournissant initialement les référentiels nationaux de coûts moyens de séjour des GHM en MCO mais dorénavant également en SSR et en HAD (hospitalisation à domicile).

L'ENC est une enquête annuelle menée auprès d'un échantillon d'établissements de santé volontaires, représentatif de l'activité hospitalière française. Les établissements participant à cette étude s'engagent via une convention et une charte de qualité à transmettre des éléments de comptabilité analytique répondant à une méthodologie spécifique, les séjours/séquences du PMSI, ainsi que des suivis de certaines charges relatives au séjour.

⁸⁴ La multiplicité de GHS pour un même GHM est davantage l'exception que la règle.

⁸⁵ D'un côté, une partie des coûts des GHM estimés par l'ENC comprend des charges non incluses dans le tarif des GHS. De l'autre côté, les GHS financent en partie des charges de structure qui ne sont pas intégrés dans les coûts des GHM estimés par l'ENC.

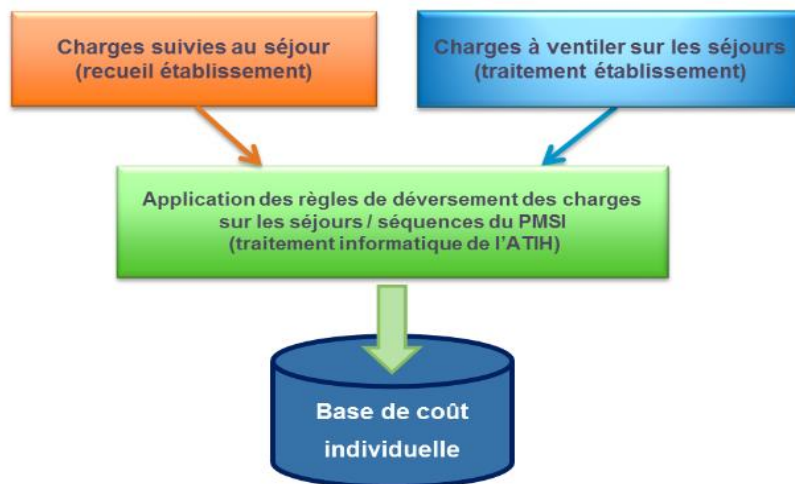


Figure 18 : Processus de recueil et de traitement réalisés lors de l'ENC (source : ATIH, 2018)

L'ENC a une méthodologie basée sur la méthode de restitution des coûts, et l'estimation des coûts hospitaliers en MCO se fait par l'étude approfondie des quatre postes de coûts suivants :

- **Les activités cliniques** : personnel soignant, médical et autre.
- **Les activités médico-techniques** : bloc opératoire, anesthésie, laboratoires, bloc gynéco-obstétrical, radiologie et urgences.
- **La logistique et la gestion générale** : services administratifs à caractère général, services hôteliers, services administratifs liés au personnel, direction des systèmes d'information, restauration et entretien-maintenance.
- **Les charges directes** : spécialités pharmaceutiques facturables en sus, autres consommables médicaux, dispositifs médicaux implantables (DMI) facturables en sus des prestations d'hospitalisation et produits sanguins labiles⁸⁶.

A l'issue de l'ENC, l'ensemble des bases de coût individuelles permettent de construire un référentiel de coût national permettant à chaque établissement de santé d'apprécier son efficacité, en comparant ses coûts à la moyenne. Ces référentiels sont publiés chaque année sur le site de l'ATIH à l'issue des campagnes ENC. Une campagne de calendrier ENC se déroule en théorie sur 4 ans, une année en amont de l'étude et deux ans après, comme le montre la figure 19 suivante :

⁸⁶ Produits issus d'un don de sang et destinés à être transfusés à un patient.

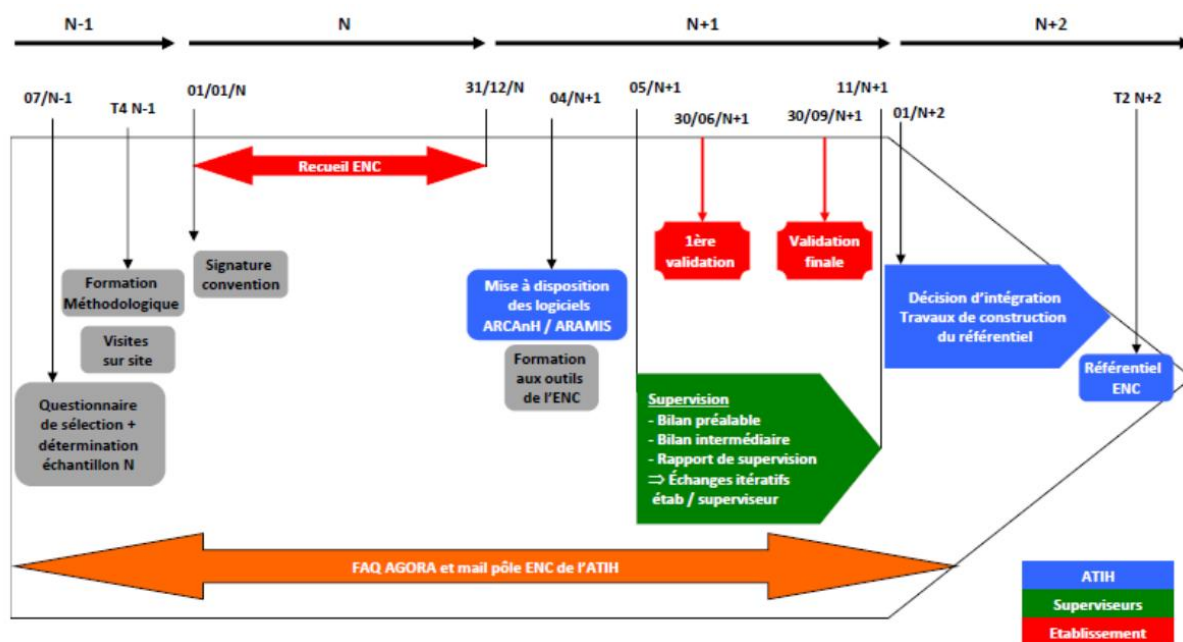


Figure 19 : Calendrier d'une campagne ENC (source : ATIH, 2018)

II.2. Méthode d'estimation du coût des séjours hospitaliers de la morbidité routière

La première section nous a permis d'identifier l'échantillon des victimes accidentées de la route, de connaître leur gravité (MAIS2-, MAIS3+ ou décès) et d'avoir un coefficient de redressement inversement proportionnel à leur probabilité estimée d'avoir été renseignée. La méthode développée dans cette section utilise ces individus et ces données comme point de départ.

Le procédé d'estimation du coût hospitalier en MCO des accidents de la route peut être décomposé en six étapes, en reprenant les quatre étapes suivies dans la section I. :

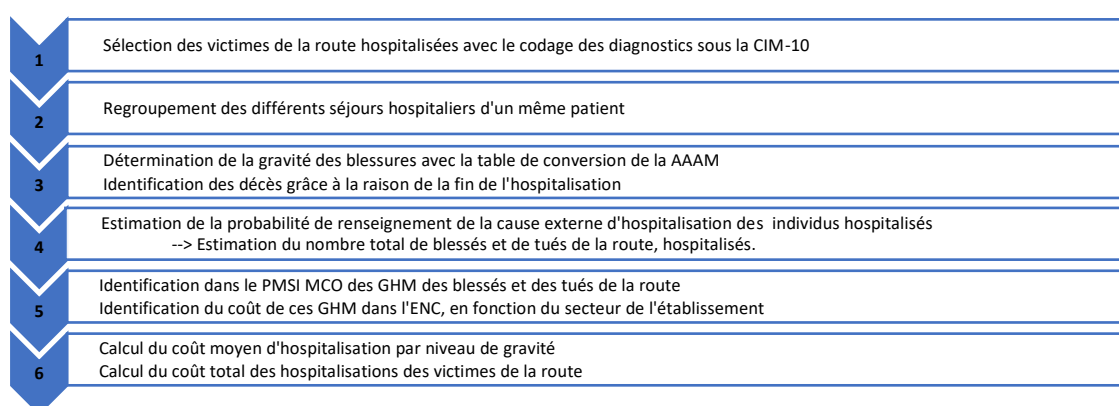


Figure 20 : Les 6 étapes permettant l'estimation des coûts hospitaliers en MCO des victimes de la route (source : travaux de l'auteur)

Les quatre premières étapes s'avèrent le travail le plus conséquent du procédé de valorisation des coûts hospitaliers. L'étape 5 consiste à identifier dans le PMSI les GHM

associés à des accidents de la route et de leur associer leur coût moyen en les repérant dans la base de données de l'ENC estimant le coût moyen de l'ensemble des GHM. Chaque année entre 2010 et 2017, il a été constaté que les accidentés de la route étaient associés à une liste d'un peu moins de 500 GHM différents⁸⁷ parmi un total de près de 3 000 GHM existants. A titre d'exemple, si l'on prend les 4 GHM « Interventions pour traumatismes multiples graves » du niveau 1 à 4 et les trois GHM « traumatismes multiples graves » du niveau 1 à 3 alors on englobe déjà un tiers du total des victimes de la route hospitalisées.

A l'issue de cette étape, pour chaque séjour hospitalier, on dispose d'un coût moyen de séjour. Pour chaque blessé, nous avons alors un ensemble de séjours que l'on a regroupés par le biais de l'identifiant anonyme. Il s'agit ensuite de sommer les coûts des séjours par patient pour estimer le coût moyen d'hospitalisation de chaque victime de la route. En agrégeant les coûts par niveau de gravité, on en déduit le coût moyen du blessé léger et du blessé grave.

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Coût moyen du blessé léger (€)	2 332	2 329	2 334	2 268	2 327	2 279	2 257	2 302
Coût moyen d'hospitalisation du blessé grave (€)	10 893	11 655	11 661	10 875	11 203	10 557	10 419	10 434

Tableau 63 : Evolution des coûts d'hospitalisations moyens (à prix courants) en fonction de la gravité entre 2010 et 2017 (source : calculs de l'auteur)

Le procédé utilisé conduit à une estimation, en 2017, du coût moyen d'hospitalisation en MCO du blessé léger de la route de 2 302 euros et du blessé grave de 10 434 euros. Le coût moyen de blessé grave est plus de quatre fois supérieur au coût du blessé léger. En sachant qu'en 2017, le coût moyen d'un GHM était de 2 157 euros le coût d'hospitalisation du blessé léger est très légèrement au-dessus de la moyenne des hospitalisations et le coût des blessés graves est cinq fois supérieur.

Sur la période 2010-2017, les coûts des blessés légers et des blessés graves ont respectivement baissé de 1 % et de 4 %. Sur la même période, le coût d'hospitalisation moyen des blessés est allé à l'inverse de la tendance puisque le coût moyen du GHM a augmenté de 3,8 %⁸⁸.

⁸⁷ Il faut noter que les 20 GHM les plus fréquents chez les accidentés de la route concernent plus de la moitié de l'ensemble des accidentés hospitalisés.

⁸⁸ D'après l'ENC, le coût moyen du GHM est passé de 2 078 euros en 2010 à 2 157 euros en 2017.

L'analyse des résultats moyens a permis d'établir des constats intéressants mais il est important d'étudier l'hétérogénéité des coûts individuels entre les victimes d'accident de la route ayant la même gravité.

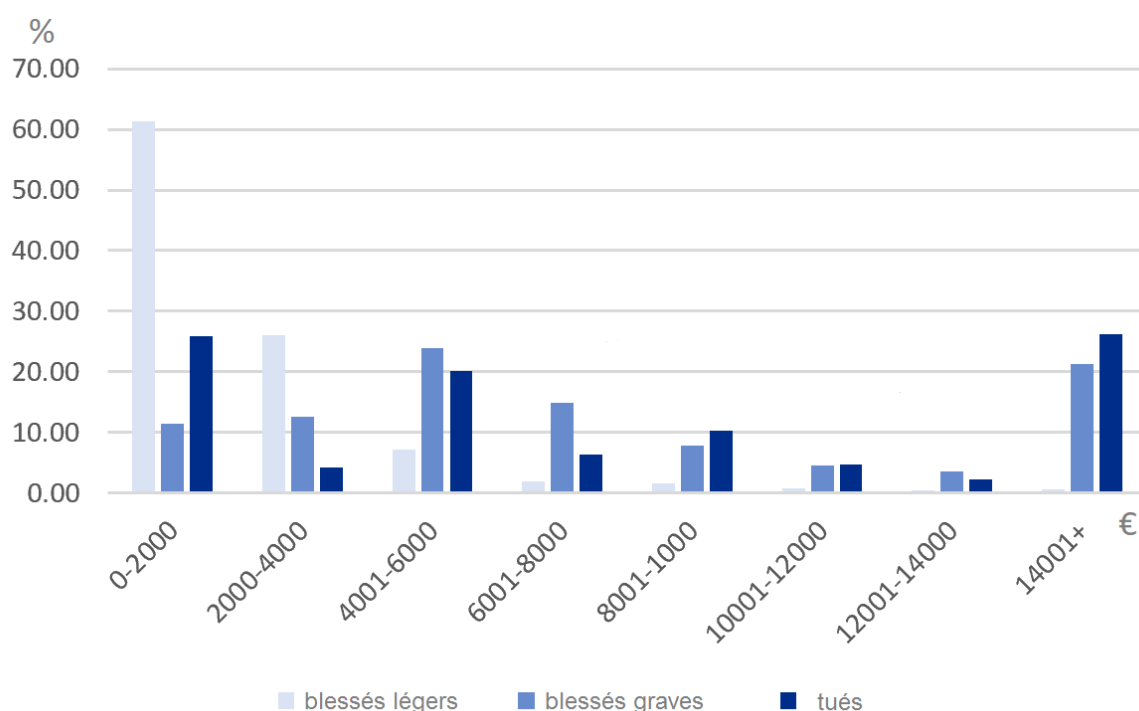


Figure 21 : Distribution du coût d'hospitalisation des blessés et des tués en 2017 (source : calculs de l'auteur sur les données du PMSI MCO)

La figure 21 montre que les blessés légers, dont le coût moyen d'hospitalisation est de 2 302 euros, sont pour la plupart associés à des coûts inférieurs à 2 000 euros. Par ailleurs, alors que le coût d'hospitalisation moyen des blessés graves est 55 % supérieur au coût hospitalier moyen des tués, il y a davantage de tués dont le coût est supérieur à 14 000 euros que de blessés graves. En revanche, on peut voir qu'il y a plus de deux fois plus de décès dont le coût est inférieur à 2 000 euros que de blessés graves. Ceci est probablement lié au fait que certains décès arrivent assez vite après l'admission à l'hôpital alors que d'autres surviennent après près de 30 jours⁸⁹, après avoir donné lieu au déploiement de beaucoup de ressources médicales.

Une fois les coûts moyens estimés, les coûts totaux sont obtenus en multipliant ces derniers par leurs effectifs :

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Coût annuel des blessés légers (m€)	202	204	195	190	201	191	189	195

⁸⁹ Pour rappel, les personnes décédées après 30 jours sont considérées comme des blessés de la route.

Coût annuel des hospitalisés blessés graves (m€)	197	212	197	185	200	187	192	206
Coût annuel des hospitalisés tués (m€)	4	5	5	5	6	6	6	7
Coût annuel total (m€)	403	421	397	380	407	384	387	408

Tableau 64 : Evolution des coûts d'hospitalisations annuels (à prix courants) en fonction de la gravité entre 2010 et 2017 (source : calculs de l'auteur sur les données du PMSI MCO)

Les coûts totaux relatifs à l'hospitalisation en MCO des blessés de la route représentent plus de 400 millions d'euros. Cette somme est imputable de manière assez égale aux blessés légers (48 %) et aux blessés graves (50 %), ce qui s'explique par le fait que le rapport des coûts moyens des blessés graves et légers (rapport de 4 pour 1 environ) est compensé par le rapport des effectifs de chaque catégorie (1 blessé grave pour 4 blessés légers environ). Les 2 % de coût restant sont imputables aux coûts des décès de la route dont la part a presque doublé entre 2010 et 2017, du fait de l'augmentation de 158 % du coût moyen d'hospitalisation.

Bien que la somme estimée soit conséquente en valeur absolue, elle demeure faible lorsqu'elle est comparée aux dernières estimations nationales du coût socioéconomique de la morbidité routière. En effet, les 408 millions d'euros de 2017 représentent moins de 1 % des 50,8 milliards de coûts avancés par l'Observatoire national interministériel de la sécurité routière pour l'année 2017 (ONISR, 2018). Evidemment, comme expliqué en introduction de cette section, les coûts hospitaliers en MCO ne sont qu'une fraction des coûts médicaux des accidents de la route. Néanmoins, cette explication n'explique pas totalement la faible part des coûts hospitaliers dans le coût total de l'insécurité routière. En effet, il s'avère que dans les études estimant les coûts des accidents de la route en considérant les cinq grandes composantes généralement mises en avant dans la littérature (Alfaro et al., 1994 ; Wijnen et al., 2017), l'estimation totale des coûts médicaux est généralement inférieure à 5 % du coût total.

Pour comparer nos résultats avec les estimations existantes, il est intéressant de regarder les valeurs « standards » de coûts médicaux tirées de l'étude européenne SafetyCube (Wijnen et al., 2017). Ces valeurs sont obtenues en prenant la médiane des estimations de coûts par composante, des pays européens suivant les recommandations de valorisation énoncées dans le projet SafetyCube. La comparaison entre nos résultats et les valeurs européennes de coûts médicaux fournis pour les blessés légers, les blessés graves et les tués de la route en euro est fournie dans le tableau 65.

Source des valeurs	Blessé léger	Blessé grave	Tué
Valeurs européennes « standards » des coûts médicaux (Wijnen et al., 2017)	1 456	16 920	5 495
Coûts hospitaliers en MCO en France par hospitalisé	2 302	10 434	6 714
Coûts hospitaliers en MCO en France par victime de la route*	622	10 434	1 813

* Contrairement aux blessés graves qui sont tous hospitalisés, 73% des blessés légers et des tués de la route ne sont pas hospitalisés et ont donc un coût hospitalier en MCO nul. Ici le coût moyen par gravité est calculé.

Tableau 65 : Comparaisons des valeurs européennes « standards » mis en avant par SafetyCube (Wijnen et al., 2017) et des valeurs estimées dans le cadre de la thèse.

Dans le tableau 65, les coûts hospitaliers en MCO représentent 43 % de l'estimation européenne calculée dans SafetyCube, 62 % pour les blessés graves et 33 % pour les tués. L'ajout des autres composantes de coûts médicaux au bilan du coût estimé pour la France laisse penser que les estimations françaises dépasseront les valeurs européennes proposées par SafetyCube, notamment pour les blessés graves. Il est important de garder à l'esprit que les coûts médicaux sont, avec les coûts administratifs, les deux composantes mineures de coût des accidents de la route parmi la décomposition en cinq composantes utilisées récemment en Europe (Wijnen et al., 2017) ou aux Etats-Unis (Blincoe et al., 2010). En effet, même en prenant en compte les autres items de coûts médicaux, la hausse du coût demeurerait faible en comparaison des trois composantes majeures de coûts : les coûts humains, la perte de production et les dommages matériels. Cela est d'autant plus vrai lorsqu'on compare nos estimations sur les coûts médicaux à nos estimations sur les coûts humains, qui est la composante majeure, puisque ces dernières donnent un chiffre global de 54 milliards d'euros (cf. section suivante), un montant 134 fois plus élevé que pour les coûts médicaux. Ces résultats permettent de mettre en évidence une observation qui était déjà faite au niveau européen (Wijnen et al., 2017). En effet, dans les estimations européennes des valeurs standards, les coûts médicaux représentaient, en 2017, 0,2 % du coût du tué, 5,2 % du coût du blessé léger et 5,5 % du coût du blessé grave.

Il est important de noter que l'approche développée dans ces deux premières sections estime les coûts médicaux en ne se basant que sur le champ principal du PMSI MCO et en omettant d'aborder les autres champs. Pour avoir une vision globale des coûts médicaux imputables aux accidents de la route, il est souhaitable de s'intéresser aux autres champs du PMSI (HAD, SSR et P), même s'ils sont moins concernés par les accidents de la route. Ces travaux seront approfondis après la thèse.

III. Estimation du coût humain des blessés à partir des données hospitalières françaises, de la méthode INTEGRIS et de la valeur du QALY estimée à partir de la nouvelle VVS française

Dans cette section, la base de données du PMSI et les travaux d'identification des victimes d'accident de la route hospitalisées ont été repris afin d'évaluer le coût humain des blessés de la route. Pour cela, les principes de quantification de l'incapacité des blessés et de valorisation de l'unité d'incapacité, détaillés dans le chapitre 1, ont été réutilisés. Les résultats présentés sont une amélioration conséquente de travaux menés dans le cadre du projet de recherche VASEM (Carnis et al., 2018) et en constituent le prolongement dans le cadre du projet M-VASEM.

III.1. Fonctionnement de la méthode INTEGRIS

La méthode appelée "méthode INTEGRIS" vise à quantifier l'incapacité des blessés admis à l'hôpital. Elle a été proposée dans le cadre du projet européen INTEGRIS. Ce projet a été pensé dans le but de fournir des poids d'incapacité par type de blessure de façon à ce que ces poids puissent être associés aux données hospitalières des patients blessés. Sommés et agrégés, les poids d'incapacité nous ont permis d'obtenir le nombre de DALYs subis en France par les blessés de la route hospitalisés. Pour calculer le nombre d'années de vie d'incapacité (AVI) des blessés de la route, quatre données principales sont nécessaires :

- Incidence : connaissance de l'ensemble des blessés de la route, hospitalisés, et de la nature de leurs blessures ;
- Information sur l'âge des victimes ;
- Information sur des poids d'incapacité à court terme et à long terme pour tous les états de santé imputables à un accident de la route ;
- Information sur la durée de chaque état de santé ;

Les informations d'incidence et d'âge ont été obtenues grâce au Registre du Rhône et au PMSI. L'information sur les poids d'incapacité et leur durée a été tirée des travaux de Polinder (2007) qui ont utilisé les normes de score de qualité de vie liée à la santé basées sur les réponses d'un échantillon de la population néerlandaise à l'instrument d'utilité multi-attributs EQ-5D présenté dans le chapitre 1.

Etant donné le fait que les hôpitaux classifient pour la plupart les blessures qui entraînent l'hospitalisation avec le codage CIM et qu'il existe plus de 1 400 codages CIM pour les blessures, il serait trop coûteux de mener une enquête permettant d'apprécier avec précision l'incapacité générée par chacune des blessures codées en CIM. Ainsi l'une des étapes préliminaires du projet INTEGRIS dans l'estimation de poids d'incapacité par type de blessure a consisté à sélectionner une méthode de regroupement des blessures de la route codées sous la CIM. INTEGRIS a opté pour la classification des blessures d'EUROCCOST, car elle s'avérait la plus en adéquation avec les objectifs de l'étude et qu'elle dispose d'une table de conversion

pour passer d'un codage CIM à groupe EUROCOST⁹⁰ (cf. annexe 1). Cette classification distingue 39 groupes de blessures, homogènes du point de vue de la localisation et de la nature de la blessure, pour lesquels les auteurs ont estimé à l'aide du questionnaire EQ-5D, les poids d'incapacité à court terme, la probabilité par groupe de conséquences à long terme et les poids d'incapacité à long terme associés. La méthode INTEGRIS se décompose en trois étapes principales décrites sur le schéma suivant :

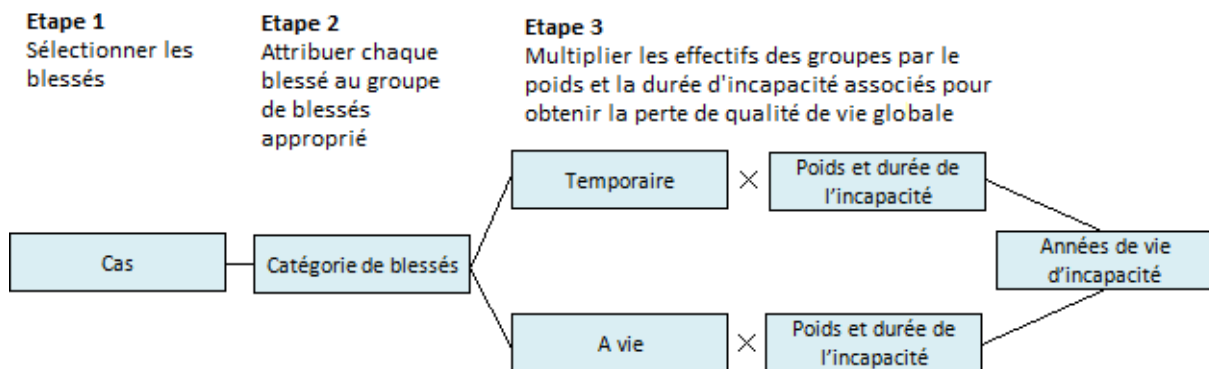


Figure 22 : Processus à suivre pour déterminer la perte de qualité suite à une blessure (source : adapté de Haagsma et al., 2012)

La première étape, consiste à identifier, dans l'ensemble des données hospitalières, les hospitalisations qui sont dues à un accident de la route. Pour cela, il s'agit d'observer le codage CIM (Classification internationale des maladies) des diagnostics de l'ensemble des hospitalisations car la cause de l'hospitalisation y est renseignée.

Lorsque les blessés de la route sont isolés du reste de la base de données hospitalières, l'étape 2 est la classification des blessés dans des groupes EUROCOST. Pour cela, il faut utiliser une table de conversion permettant de passer de la version du codage CIM utilisée dans la base hospitalière à la classification EUROCOST pour laquelle on connaît les poids d'incapacité grâce à la contribution de Polinder et ses coauteurs (2007). Pour les patients présentant plusieurs blessures, il s'agit de les assigner au groupe EUROCOST arrivant le premier dans la hiérarchie développée dans le cadre du projet APOLLO⁹¹ (annexe 2) qui classe les groupes en fonction de l'incapacité que les blessures au sein de ces derniers génèrent. Ceci est expliqué par le fait que les poids d'incapacité ont été dérivés grâce à un instrument d'utilité multi-attributs qui capte l'incapacité de l'état de santé d'un individu et donc pas forcément celui d'une seule blessure. En effet, la littérature (Polinder et al., 2007 ; Wardle, 1995) montre qu'un tiers des hospitalisés blessés souffrent de comorbidité ce qui fait que les poids d'incapacité obtenus avec l'EQ-5D reflètent bien souvent l'incapacité associée à non pas une blessure mais à plusieurs. Ainsi, si un hospitalisé souffre de différents traumatismes, faire la somme des poids d'incapacité des groupes EUROCOST assignés à ces blessures conduit à une surestimation du fait que chacun des poids déterminés pour un groupe surestime l'incapacité

⁹⁰ La première table de conversion, utilisée dans le projet INTEGRIS, a été produite par un groupe de chercheurs de Swansea University.

⁹¹ Projet européen qui s'est déroulé entre 2003 et 2008 avec pour objectif l'identification de stratégies et de pratiques efficaces pour réduire le nombre de blessés dans l'UE.

générée par les blessures de ce groupe. Cette façon de procéder s'appelle « méthode d'ajustement sur le maximum ».

Pour obtenir les poids d'incapacité imputables à chacun des 39 groupes, les experts du groupe INTEGRIS ont repris une étude néerlandaise qui a étudié les incapacités fonctionnelles des blessés hospitalisés (Polinder et al., 2007). Cette étude repose sur une enquête, basée sur l'instrument EQ-5D, auprès de 8 500 blessés hospitalisés âgés de plus de 15 ans. Le même questionnaire a été posé aux mêmes patients 2,5 mois, 5 mois, 9 mois et 24 mois après leur admission aux services d'urgences néerlandais. Cette étude longitudinale a permis de dissocier, pour chacun des groupes EUROCCOST, les poids d'incapacité de court terme des poids d'incapacité de long terme et de déterminer pour chaque groupe la probabilité de conséquences à long terme. Pour obtenir l'incapacité imputable à chaque groupe EUROCCOST, la différence entre le score de qualité de vie liée à la santé d'un néerlandais « moyen » et d'un néerlandais de même âge classé dans un groupe EUROCCOST, a été mesurée.

Une fois que tous les blessés de la route ont été associés aux groupes EUROCCOST, la troisième étape consiste à effectuer le calcul des DALY subis par chaque blessé. Ce calcul nécessite la connaissance des poids d'incapacité de court terme CT (durant première année après l'admission à l'hôpital), des poids d'incapacité de long terme LT , de la probabilité de conséquences à long terme pLT , de l'âge a du blessé et de l'espérance de vie résiduelle à chaque âge et pour chaque genre dans le pays concerné Ea^{92} tel que pour tout blessé i du groupe EUROCCOST j :

$$DALY_{ij} = CT_j + LT_j \times pLT_j \times (Ea_i - 1)$$

Pour illustrer la méthode, l'enchaînement d'étapes qui aurait eu lieu pour un Français de 67 ans hospitalisé et ayant comme diagnostics les codes CIM V18, S720 et T240 est expliqué ci-après.

Le code V18 permet d'identifier l'hospitalisé comme un blessé de la route car il fait référence à un cycliste blessé dans un accident de transport, sans collision. Les codes S720 et T240 sont des codes traumatiques qui signifient respectivement que l'individu est victime d'une fracture du col du fémur et d'une brûlure à la hanche et au membre inférieur. En utilisant, la table de conversion (annexe 1) permettant de passer du code CIM au groupe EUROCCOST, la blessure codée S720 assigne l'individu au groupe EUROCCOST « fracture du bassin » (groupe 21) et la blessure codée T240 au groupe « brûlure ». Etant donné que le groupe « fracture du bassin » arrive avant le groupe « brûlure » dans la hiérarchie des groupes, il faut assigner le blessé au groupe « fracture du bassin » (groupe 21).

Une fois qu'on a assigné le groupe 21 au blessé de la route, il s'agit d'appliquer la formule présentée au-dessus en utilisant les poids d'incapacité du groupe 21 et l'espérance de vie résiduelle d'un français de 67 ans. Avec une incapacité la première année de 0,247, une probabilité de conséquences à long terme de 29 % qui entraîneraient une incapacité moyenne

⁹² On soustrait une année à l'espérance de vie résiduelle car l'incapacité de court terme comptabilise l'incapacité subit la première année après l'accident.

de 0,182 par an et une espérance de vie résiduelle de 21,2 années, l'accident de la route a engendré une incapacité pour la victime de 1,31 DALY.

III.2. DALY, QALY : quel indicateur retenir et comment valoriser son unité ?

En suivant le procédé décrit plus haut pour tous les blessés de la route hospitalisés on peut obtenir une estimation de l'incapacité totale subie par les blessés de la route qui sera en DALY INTEGRIS. Pour passer de la quantification à la valorisation du coût humain, il faut valoriser le DALY. Comme cela a été présenté dans le chapitre 1, le DALY a eu plusieurs versions au cours du temps. Pour comparer le QALY et le DALY utilisé dans la méthode INTEGRIS, il convient donc de comparer les caractéristiques de ceux-ci. Le tableau 66 met en avant le fait que la principale différence entre le QALY et le DALY INTEGRIS est l'absence d'actualisation dans l'approche DALY INTEGRIS. Pour pallier cette différence, l'incapacité des blessés hospitalisés qui est mesurée en DALY INTEGRIS va être actualisée afin d'ajouter une caractéristique commune entre le DALY, quantifiant l'incapacité, et le QALY valorisé à partir de la VVS. Ainsi, l'hypothèse selon laquelle un QALY vaut un DALY sera peu contestable.

	QALY	DALY INTEGRIS
Espérance de vie retenue	Espérance de vie moyenne de la population du pays concerné	Espérance de vie moyenne de la population du pays concerné
Etat évalué	Qualité de vie liée à la santé d'un état de santé général	Qualité de vie liée à la santé d'un état de santé général ramenée à une cause de morbidité
Type d'évaluation	Auto-évaluation avec un instrument multi-attributs	Auto-évaluation avec un instrument multi-attributs
Actualisation des scores de qualité de vie liée à la santé futurs	Oui	Non
Fonction de pondération par l'âge	Non	Non

Tableau 66 : Comparaison entre QALY et DALY INTEGRIS

Après avoir réglé les problèmes de comparaison d'indicateurs, il convient d'estimer la valeur du QALY. Dans le chapitre 1, sur la base de la relation entre VVS et valeur du QALY

(Hirth, 2000) et de l'estimation de la VVS française du chapitre 2 à 5,3 millions d'euros, nous avons estimé qu'avec un taux d'actualisation de 2,5 %, la valeur du QALY était comprise entre 203 478 euros et 240 254 euros selon que l'on retranche ou non la perte de consommation de la VVS. Bien que dans une démarche d'estimation du coût liée à la qualité de vie des victimes d'accident de la route, l'hypothèse de retranchement de la perte de consommation ait été privilégiée, nous avons gardé les deux valeurs afin de tester la sensibilité des résultats.

Il est important de noter que la valeur du QALY qui a été retenue est basée sur une approche de consentement à payer pour éviter de perdre des années de vie. Or, il a été montré dans le chapitre 1 que malgré les fondements théoriques du QALY, empiriquement les QALYs composés d'extension de durée de vie ont plus de valeur que les QALYs composés d'amélioration de qualité de vie. De ce fait, notre hypothèse de départ rend notre valeur de QALY relativement élevée par rapport à d'autres pays ou d'autres études socio-économiques ou médico-économiques, utilisant d'autres méthodes de valorisation du QALY.

III.3. Application de la méthode INTEGRIS au Registre du Rhône et au PMSI

Dans cette section, la méthode INTEGRIS a été appliquée au Registre du Rhône et au PMSI. Le Registre du Rhône présente l'avantage, par rapport au PMSI, de coder les lésions en AIS ce qui permet d'avoir une détermination exacte des blessés légers MAIS2- et des blessés graves MAIS3+ étant donné que l'indicateur MAIS est dérivé de l'AIS. Au contraire, le PMSI code les lésions avec la CIM10 ce qui implique l'utilisation d'une table de conversion appelée ICD ISS Map développée par, *l'Association for the Advancement of Automotive Medicine* (AAAM), qui conduit à des indéterminations et à de potentielles erreurs. En contrepartie, le fait que le PMSI utilise la CIM permet l'utilisation directe de la table de conversion (Polinder et al., 2007) permettant le passage d'un groupe CIM à un groupe EUROCCOST. Pour déterminer les groupes EUROCCOST associés aux lésions codées en AIS90 dans le Registre, il faut préalablement utiliser une autre table de conversion (Wijnen et al., 2017) permettant le passage d'un code AIS à un code CIM, ce qui demeure une source de biais. L'application de la méthode INTEGRIS sur le Registre a de l'intérêt mais il faut utiliser l'application effectuée sur le PMSI dès lors que l'on veut rentrer dans une comparaison au niveau international.

Dans le cadre du projet SafetyCube (Weijermars et al., 2016) et dans les premiers travaux du projet Vasem (Khomutova et al., 2017), la méthode INTEGRIS a été appliquée au Registre du Rhône. Le Registre du Rhône présente l'avantage conséquent d'être exhaustif sur le département du Rhône puisqu'il enregistre tous les blessés de la route ayant au moins une blessure de gravité AIS1. Le second avantage du Registre par rapport au PMSI, est qu'il cible par définition la population cible des accidentés de la route. Ce registre a cependant l'inconvénient de ne pas couvrir le territoire national. Autre inconvénient pour l'application directe de la méthode INTEGRIS, les lésions sont codées en AIS, qui est un codage beaucoup plus précis que la CIM mais nécessite une étape de conversion qui n'est pas parfaite et qui conduit à des indéterminations.

Pour appliquer la méthode au Registre du Rhône, la première étape a consisté à sélectionner les accidents corporels de la période 2004-2013. Dans le cadre de cette implémentation, seuls les blessés graves MAIS3+ ont été retenus. L'outil de conversion utilisé pour passer du codage CIM à la classification EUROCOST n'étant pas applicable au Registre, les blessés classés avec l'AIS ont été assignés aux groupes EUROCOST, en partant d'un programme de conversion, fourni par l'AAAM en charge de l'AIS, et en l'adaptant en suivant les recommandations du projet Apollo (Weijermars et al., 2017 – p 140). Une fois cette étape achevée, pour chaque blessé ayant plusieurs lésions, n'a été retenu que le groupe EUROCOST arrivant le premier dans la hiérarchie des groupes (Annexe 2). Le tableau a ensuite été enrichi avec les données d'espérance de vie résiduelle des Français fournies par l'Insee pour enfin pouvoir appliquer la formule, introduite dans la section précédente, mesurant l'incapacité d'une blessure en fonction, pour un groupe donné, de l'incapacité de court terme, de l'incapacité de long terme et de sa probabilité de survenue ainsi que de l'espérance de vie résiduelle du blessé. Les résultats de cette application sont présentés dans le tableau 67.

Groupes EUROCAST		Assignation des blessés MAIS3+ hospitalisés		Charge de la morbidité des blessés de la route					
N°	Composition	Effectif	Fréquence (en %)	AVI* première année	AVI après la première année	AVI moyen par patient	Probabilité de conséquences à long terme (x 100)	Nombre total d'années de vie d'incapacité	Proportion dans l'incapacité totale (en %)
2	Autres traumatismes crâniens	954	18,56	0,24	14,67	3,62	23	3 449	26,61
3	Plaie ouverte sur le crâne	4	0,08	0,21	0	0,21	0	1	0,01
5	Fracture du squelette facial	9	0,18	0,07	0	0,07	0	1	0,01
7	Fracture, dislocation, foulure, entorse des vertèbres ou de la colonne vertébrale	117	2,28	0,26	0	0,26	0	30	0,23
9	Lésion de la moelle épinière	62	1,21	0,68	27,04	27,72	100	1 718	13,26
10	Lésion des organes internes	839	16,32	0,1	0	0,1	0	86	0,66
11	Fracture des côtes, du sternum	77	1,5	0,23	0	0,23	0	17	0,13
13	Fracture de la partie supérieure du bras	276	5,37	0,23	6,55	0,88	10	244	1,88
14	Fracture de l'avant-bras, du coude	816	15,88	0,15	3,47	0,42	8	345	2,66
20	Lésion complexe des tissus mous des membres supérieurs	9	0,18	0,19	6,18	1,12	15	10	0,08
21	Fracture du bassin	280	5,45	0,25	7,61	2,45	29	687	5,30
22	Fracture des hanches	240	4,67	0,42	4,91	2,98	52	715	5,52
23	Fracture de la tige fémorale	489	9,51	0,28	8,41	3,22	35	1 576	12,16
24	Fracture du genou et de la partie basse de la jambe	870	16,93	0,29	12,59	4,57	34	3 976	30,68
25	Fracture de la cheville	14	0,27	0,2	10,66	3,93	35	55	0,42
31	Lésion complexe des tissus mous des membres inférieurs	80	1,56	0,15	3,6	0,62	13	49	0,38
33	Plaies ouvertes	2	0,04	0,09	0	0,09	0	0	0
34	Brûlures	2	0,04	0,19	0	0,19	0	0	0
Total		5140	100	0,23	11,09	2,52	20,7	12 961	100

*AVI : année de vie d'incapacité

Tableau 67 : Incapacité des blessés graves MAIS3+ de la route du Rhône, hospitalisés, sur la période 2004-2013

(source : adapté de Weijermars et al., 2017)

Sur la période 2004-2013, dans le département du Rhône, 5 140 blessés graves de la route ont été hospitalisés. Ces blessés ont subi en moyenne une incapacité la première année de 0,23 DALY puis une incapacité de long terme de 11,09 DALY avec une probabilité de 20,7% conduisant à une estimation moyenne de l'incapacité subie par le blessé grave de la route, hospitalisé, à 2,52 DALY. Ce chiffre est ensuite comparé à l'estimation faite à partir de l'application de la méthode INTEGRIS au PMSI.

Par ailleurs, la méthode INTEGRIS a aussi été appliquée aux bases du PMSI MCO couvrant la période 2008-2013. Une fois la population ciblée extraite, comme cela a été fait pour les coûts des séjours hospitaliers dans la section précédente, il s'agit d'assigner un groupe EUROCCOST à chaque lésion traumatique, codée dans le PMSI en CIM, grâce à la table de conversion développée par un groupe d'expert de la faculté de médecine de la *Swansea University* (annexe 1). Ensuite, pour chaque hospitalisation caractérisée par plusieurs traumatismes, il faut déterminer quelle est la lésion associée au groupe EUROCCOST arrivant en premier dans la hiérarchie des groupes (annexe 2). La réalisation de cette étape couplée à l'application des pondérations de redressement peut être résumée par les tableaux 65, 66 et 67 suivants relatifs respectivement aux blessés MAIS2-, aux blessés MAIS3+ et à l'ensemble des hospitalisés.

Groupes EUROCOST		Assignation des blessés hospitalisés		Charge de la morbidité des blessés de la route MAIS2-, hospitalisés en France					
N°	Composition	Effectif redressé	Fréquence (en %)	AVI* première année	AVI après la première année	AVI moyen par patient	Probabilité de conséquences à long terme	Nombre total d'années de vie d'incapacité	Proportion dans l'incapacité totale (en %)
1	Commotion cérébrale	70 198	13,37	0,1	8	1,78	21	124 927	18,37
2	Autres traumatismes crâniens	26 181	4,99	0,24	16,27	3,98	23	104 263	15,34
3	Plaie ouverte sur le crâne	3 111	0,59	0,21	0	0,21	0	650	0,10
4	Lésion oculaire	469	0,09	0,26	0	0,26	0	120	0,02
5	Fracture du squelette facial	7 829	1,49	0,07	0	0,07	0	564	0,08
6	Plaie ouverte au visage	6 113	1,16	0,21	0	0,21	0	1 284	0,19
7	Fracture, dislocation, foulure, entorse des vertèbres ou de la colonne vertébrale	29 016	5,53	0,26	0	0,26	0	7 486	1,10
8	Coup du lapin, entorse du cou, distorsion de la colonne cervicale	0	0	0,07	0	0,07	0	0	0,00
9	Lésion de la moelle épinière	151	0,03	0,68	29,15	29,83	100	4 504	0,66
10	Lésion des organes internes	43 770	8,34	0,1	0	0,1	0	4 508	0,66
11	Fracture des côtes, du sternum	17 317	3,30	0,23	0	0,23	0	3 896	0,57
12	Fracture de la clavicule, de l'omoplate	18 455	3,51	0,22	5,49	0,71	9	13 217	1,94
13	Fracture de la partie supérieure du bras	8274	1,58	0,23	6,62	0,89	10	7 378	1,09
14	Fracture de l'avant-bras, du coude	40617	7,74	0,14	3,72	0,44	8	17 973	2,64
15	Fracture du poignet	9561	1,82	0,14	10,26	1,99	18	19 023	2,80
16	Fracture de la main, des doigts	14814	2,82	0,07	0	0,07	0	993	0,15
17	Dislocation, foulure, entorse de l'épaule ou du coude	2656	0,51	0,17	6,33	1,31	18	3 476	0,51
18	Dislocation, foulure, entorse du poignet, de la main ou des doigts	981	0,19	0,03	0	0,03	0	28	0,00
19	Lésion des nerfs des membres supérieurs	305	0,06	ND	ND	ND	ND	0	ND
20	Lésion complexe des tissus mous des membres supérieurs	12016	2,29	0,19	7,41	1,30	15	15 647	2,30
21	Fracture du bassin	1801	0,34	0,25	6,97	2,27	29	4 086	0,60
22	Fracture des hanches	0	0	0,42	8,21	4,69	52	0	0,00
23	Fracture de la tige fémorale	37380	7,12	0,28	7,31	2,84	35	106 117	15,61

24	Fracture du genou et de la partie basse de la jambe	36199	6,89	0,29	12,23	4,45	34	160 963	23,67
25	Fracture de la cheville	5886	1,12	0,2	11,80	4,33	35	25 502	3,75
26	Fracture du pied et des orteils	3811	0,73	0,17	12,71	5,13	39	19 549	2,88
27	Dislocation, foulure, entorse du genou	5386	1,03	0,16	0,00	0,16	0	856	0,13
28	Dislocation, foulure, entorse de la cheville ou du pied	1123	0,21	0,15	5,84	1,67	26	1 875	0,28
29	Dislocation, foulure, entorse de la hanche	33	0,01	0,31	6,37	2,22	30	74	0,01
30	Lésion des nerfs des membres inférieurs	99	0,02	ND	ND	ND	ND	0	ND
31	Lésion complexe des tissus mous des membres inférieurs	25564	4,87	0,15	3,91	0,66	13	16 828	2,48
32	Lésions superficielles incluant les contusions	56094	10,68	0,15	0	0,15	0	8 414	1,24
33	Plaies ouvertes	23353	4,45	0,09	0	0,09	0	2 172	0,32
34	Brûlures	1124	0,21	0,19	0	0,19	0	215	0,03
35	Empoisonnement	1797	0,34	0,25	0	0,25	0	440	0,06
37	Corps étrangers	64	0,01	0,06	0	0,06	ND	4	ND
39	Autres blessures	13527	2,58	0,21	0	0,21	0	2 868	0,42
	Total**	524 607	100	0,17	4,68	1,30	12,1	679 901	100

*AVI : année de vie d'incapacité

**468 blessés (0,1 %) ont été exclu du total car il manque une partie des variables nécessaires au calcul d'incapacité.

Tableau 68 : Incapacité des blessés MAIS2-, hospitalisés en France

Groupes EUROCOST		Assignment des blessés hospitalisés		Charge de la morbidité des blessés de la route MAIS3+, hospitalisés en France					
N°	Composition	Effectif redressé	Fréquence	AVI* première année	AVI après la première année	AVI moyen par patient	Probabilité de conséquences à long terme	Nombre total d'années de vie d'incapacité	Proportion dans l'incapacité totale (en %)
1	Commotion cérébrale	338	0,3	0,1	6,71	1,51	21	508	0,16
2	Autres traumatismes crâniens	36 231	31,8	0,24	15,22	3,75	23	135 708	43,73
3	Plaie ouverte sur le crâne	18	0,02	0,21	0	0,21	0	4	0
4	Lésion oculaire	0	0	0	0	0	0	0	0
5	Fracture du squelette facial	377	0,3	0,07	0	0,07	0	27	0,01
6	Plaie ouverte au visage	93	0,08	0,21	0	0,21	0	20	0,01
7	Fracture, dislocation, foulure, entorse des vertèbres ou de la colonne vertébrale	856	0,8	0,26	0	0,26	0	221	0,07
8	Coup du lapin, entorse du cou, distorsion de la colonne cervicale	225	0,2	0,07	0	0,07	0	16	0,01
9	Lésion de la moelle épinière	1 244	1,1	0,68	28,06	28,74	100	35 758	11,52
10	Lésion des organes internes	21 640	19	0,1	0	0,1	0	2 229	0,72
11	Fracture des côtes, du sternum	295	0,3	0,22	0	0,22	0	66	0,02
12	Fracture de la clavicule, de l'omoplate	1 557	1,4	0,22	5,11	0,68	9	1 054	0,34
13	Fracture de la partie supérieure du bras	24	0,02	0,23	7,5	0,98	10	23	0,01
14	Fracture de l'avant-bras, du coude	106	0,1	0,14	3,63	0,44	8	47	0,02
15	Fracture du poignet	98	0,1	0,14	11,17	2,15	18	212	0,07
16	Fracture de la main, des doigts	65	0,1	0,07	0	0,07	0	4	0
17	Dislocation, foulure, entorse de l'épaule ou du coude	0	0	0	0	0	18	0	0
18	Dislocation, foulure, entorse du poignet, de la main ou des doigts	17	0,01	0,03	0	0,03	0	0	0
19	Lésion des nerfs des membres supérieurs	4	0,004	0,00	0	0	ND	0	ND
20	Lésion complexe des tissus mous des membres supérieurs	249	0,2	0,19	9,33	1,59	15	397	0,13
21	Fracture du bassin	26 965	23,7	0,25	7,48	2,42	29	65 178	21
22	Fracture des hanches	5 114	4,5	0,42	8,21	4,69	52	23 997	7,73
23	Fracture de la tige fémorale	11 677	10,2	0,28	7,91	3,05	35	35 627	11,48
24	Fracture du genou et de la partie basse de la jambe	1 537	1,3	0,29	11,59	4,23	34	6 501	2,09

25	Fracture de la cheville	24	0,02	0,2	13,17	4,82	35	117	0,04
26	Fracture du pied et des orteils	5	0,004	0,17	14,79	5,95	39	28	0,01
27	Dislocation, foulure, entorse du genou	15	0,01	0,16	0	0,16	0	2	0
28	Dislocation, foulure, entorse de la cheville ou du pied	8	0,007	0,15	6	1,71	26	13	0
29	Dislocation, foulure, entorse de la hanche	0	0	0	0	0	30	0	0
30	Lésion des nerfs des membres inférieurs	44	0,04	0	0	0	ND	0	ND
31	Lésion complexe des tissus mous des membres inférieurs	3 806	3,3	0,15	3,54	0,61	13	2 319	0,75
32	Lésions superficielles incluant les contusions	99	0,1	0,15	0	0,15	0	15	0
33	Plaies ouvertes	39	0,03	0,09	0	0,09	0	4	0
34	Brûlures	61	0,05	0,19	0	0,19	0	12	0
35	Empoisonnement	220	0,2	0,24	0	0,24	0	54	0
37	Corps étrangers	7	0	0,06	0	0,06	ND	0	ND
39	Autres blessures	904	0,006	0,21	0	0,21	0	192	0,06
	Total**	113 907	100	0,23	11,18	2,73	22,3	310 355	100

*AVI : année de vie d'incapacité

**55 répondants (0,05 %) ont été exclu car il manquait une partie des variables nécessaires au calcul

Tableau 69 : Incapacité des blessés MAIS3+, hospitalisés en France

La formule appliquée pour calculer l'incapacité dans chaque tableau est identique à celle appliquée au registre du Rhône. En ce qui concerne l'allocation des blessés MAIS2- aux groupes EUROCAST dans le tableau 68, les trois groupes les plus fréquents contiennent près d'un tiers des blessés avec en première place le groupe « commotion » (13,4 %), suivi du groupe « lésions superficielles incluant des contusions » et du groupe « lésion des organes internes » (8,34 %). Dans le tableau 69 qui donne les résultats de l'application de la méthode INTEGRIS aux blessés MAIS3+ du PMSI, l'allocation est beaucoup plus concentrée puisque les groupes « autres traumatismes crâniens » (31,8 %), « fracture du bassin » (23,7 %) et « lésions des organes internes » (19 %) contiennent à eux trois les trois quarts des blessés MAIS3+ hospitalisés. La comparaison de ces deux tableaux au niveau de l'attribution des groupes met aussi en évidence le fait que certains groupes sont propres aux blessés de la route MAIS2- et d'autres aux blessés de la route MAIS3+. En effet, Si le groupe « autres traumatismes crâniens » contient 31,8% des blessés MAIS3+, il représente moins de 5 % des blessés MAIS2-. Les MAIS2- sont en fait bien plus présents dans le groupe « commotion cérébrale » (13,4 % chez les MAIS2- contre 0,3 % chez les MAIS3+) qui s'avère le traumatisme crânien le moins grave et le plus fréquent chez les blessés de la route, hospitalisés. Le groupe « lésions superficielles incluant les contusions » est aussi très caractéristique aux blessés MAIS2- puisque 10,7% de ces derniers sont attribués à ce groupe contre seulement 0,1 % des blessés MAIS3+. Le même constat peut être fait pour les groupes « fracture de l'avant-bras, du

coude » et « fracture du genou et de la partie basse de la jambe » qui représentent à eux deux 15 % des blessés MAIS2- hospitalisés contre 1,4 % des blessés MAIS3+. A l'inverse, le groupe « fracture du bassin » comprend principalement des blessés MAIS3+ puisqu'il contient près d'un quart de ces derniers contre seulement 0,3 % des MAIS2-. Par ailleurs, bien que les MAIS2- et les MAIS3+ montrent des différences concernant les groupes EUROCOST concernés, le groupe « Lésion des organes internes » et le groupe « Fracture de la tige fémorale » sont très présents dans les deux catégories de blessés avec respectivement 8,3 % et 7,1 % des MAIS2- ainsi que 19 % et 10,2 % des MAIS3+.

Pour mieux comprendre la signification de ces tableaux qui renseignent les poids d'incapacité des blessés de la route hospitalisés, illustrons la lecture de la dernière ligne du tableau 68. Ainsi, de 2008 à 2013, le nombre de blessés MAIS2- de la route hospitalisés, a été estimé à 524 607. En moyenne, l'incapacité d'un blessé MAIS2- de la route hospitalisé, durant la première année après l'accident, est de 0,17 DALY. Ce même blessé va subir dans 12,1 % des cas, au cours de sa durée de vie restante une fois la première année passée, une incapacité moyenne de 9,24 DALY. La combinaison des résultats à court terme et à long terme conduit à estimer l'incapacité moyenne du blessé MAIS2- hospitalisé à 1,30 DALY. Sur la période 2008/2013 les blessés MAIS2- hospitalisés ont généré une incapacité de 679 901 DALYs ce qui représente une perte de 113 295 années de vie en bonne santé par an.

Dans le tableau 70, il peut être observé que les MAIS3+ génèrent une incapacité moyenne un peu plus de deux fois supérieure à celle des blessés MAIS2-. En effet, les MAIS3+ sont associés à un coût de 2,73 DALY contre 1,29 DALY pour les MAIS2-. Ceci s'explique par le fait que l'incapacité à court terme des MAIS3+, les conséquences à long terme et surtout leur probabilité de survenue sont supérieures à celle des MAIS2- (11,18 DALY avec une probabilité de 22,3 % contre 9,24 DALY avec une probabilité de 12,1 %). Il pourrait sembler surprenant que la différence d'incapacité entre MAIS2- et MAIS3+ soit si faible. Il faut cependant garder à l'esprit que si la plupart des MAIS3+ sont hospitalisés, seul un tiers des blessés MAIS2- environ sont hospitalisés (Amoros et al., 2017). En effet, la gravité joue positivement sur la probabilité d'être hospitalisé et les MAIS2- hospitalisés sont très certainement des blessés, associés en moyenne, à des blessures plus graves et plus handicapantes que les MAIS2- non hospitalisés. De ce constat il est important de retenir que si le coût humain des MAIS3+ estimé à partir du PMSI peut être étendu à l'ensemble des blessés graves, le chiffre estimé pour les MAIS2- est très certainement une surestimation de l'incapacité moyenne du blessé MAIS2-.

Assignation des blessés hospitalisés			Charge de la morbidité des blessés de la route hospitalisés en France					
N° EUR OCO ST	Effectif redressé	Fréquence (en %)	AVI première année	AVI après la première année	AVI moyen par patient	Probabilité de conséquences à long terme	Nombre total d'années de vie d'incapacité	Proportion dans l'incapacité totale (en %)
1	70 535	11	0,1	7,99	1,78	21	125 435	12,67
2	62 413	9,8	0,24	15,67	3,84	23	239 972	24,23
3	3 129	0,5	0,21	0	0,21	0	654	0,07
4	469	0,1	0,26	0	0,26	0	120	0,01
5	8 206	1,3	0,07	0	0,07	0	591	0,06
6	6 207	1	0,21	0	0,21	0	1 303	0,13
7	29 872	4,7	0,26	0	0,26	0	7 707	0,78
8	225	0,04	0,07	0	0,07	0	16	0,00
9	1395	0,2	0,68	28,17	28,85	100	40 261	4,07
10	65 410	10,2	0,1	0	0,1	0	6 737	0,68
11	17 612	2,8	0,23	0	0,23	0	3 963	0,40
12	20 012	3,1	0,22	5,46	0,71	9	14 271	1,44
13	8 298	1,3	0,23	6,62	0,89	10	7 401	0,75
14	40 723	6,4	0,14	3,72	0,44	8	18 020	1,82
15	9 659	1,5	0,14	10,27	1,99	18	19 235	1,94
16	14 879	2,3	0,07	0	0,07	0	997	0,10
17	2 656	0,4	0,17	6,33	1,31	18	3 476	0,35
18	998	0,2	0,03	0	0,03	0	29	0,00
19	309	0,05	ND	ND	ND	ND	ND	ND
20	12 265	1,9	0,19	7,45	1,31	15	16 043	1,62
21	28 767	4,5	0,25	7,45	2,41	29	69 265	6,99
22	5 114	0,8	0,42	8,21	4,69	52	23 997	2,42
23	49 056	7,7	0,28	7,46	2,89	35	141 744	14,31
24	37 736	5,9	0,29	12,20	4,44	34	167 464	16,91
25	5 910	0,9	0,2	11,81	4,33	35	25 619	2,59
26	3 816	0,6	0,17	12,71	5,13	39	19 577	1,98
27	5 401	0,8	0,16	0	0,16	0	859	0,09
28	1 131	0,2	0,15	5,84	1,67	26	1 888	0,19
29	33	0,01	0,31	6,37	2,22	30	74	0,01
30	143	0,02	ND	ND	ND	ND	ND	ND
31	29 371	4,6	0,15	3,86	0,65	13	19 148	1,93
32	56 193	8,8	0,15	0	0,15	0	8 429	0,85
33	23 393	3,7	0,09	0	0,09	0	2 176	0,22
34	1 186	0,2	0,19	0	0,19	0	226	0,02
35	2 017	0,3	0,25	0	0,25	0	494	0,05
37	72	0,01	0,06	0	0,06	ND	4	0
39	14 432	2,3	0,21	0	0,21	0	3060	0,31
	639 041	100	0,18	9,39	1,55	14,6	990 256	100

Tableau 70 : Incapacité des blessés hospitalisés en France

Le tableau 70, présente les résultats de l'application de la méthode INTEGRIS sur les blessés du PMSI, sans distinction de gravité. Il peut être observé que certains groupes EUROCCOST ont une part explicative majeure dans l'incapacité totale des blessés hospitalisés. Ainsi, les groupes 1 et 2 relatifs aux traumatismes crâniens sont responsables de 37 % des DALY subis par les blessés de la route, hospitalisés et les groupes « fracture du genou et de la partie basse de la jambe » et « fracture de la tige fémorale » génèrent respectivement 16,9 % et 14,3 % de l'incapacité des blessés hospitalisés.

Au niveau des coûts humains totaux, les estimations montrent que l'incapacité des blessés MAIS2- présente une ampleur plus importante que l'incapacité des blessés MAIS3+

puisque les premiers génèrent 113 317 DALY par an contre 51 726 DALY pour les seconds. Ceci s'explique par le fait que bien que l'incapacité moyenne d'un MAIS2- hospitalisé soit deux fois inférieure à celle d'un MAIS3+, il y a plus de 4,5 fois plus de blessés MAIS2- hospitalisés que de MAIS3+.

Pour connaître l'incapacité moyenne d'un blessé grave au sens de la statistique publique, comme cela a été mentionné dans la partie des coûts médicaux, nous avons décidé de nous focaliser sur les blessés hospitalisés deux nuitées ou plus.

	DALY perdus	Effectif redressé	DALY subis entre 2008 et 2013
Blessé léger (MAIS 2-) hospitalisé	1,30	524 607	681 989
Blessé grave (MAIS 3+) hospitalisé	2,73	113 907	310 966
Blessé hospitalisé sans nuitée	1,29	102 747	132 309
Blessé hospitalisé avec une seule nuitée	1,21	181 930	220 133
Blessé hospitalisé avec deux nuitées ou plus	1,8	354 365	637 814
Blessé hospitalisé	1,55	639 041	990 256

Tableau 71 : Incapacité des blessés de la route, hospitalisés, en fonction de la gravité et de la durée d'hospitalisation.

Le tableau 71 donne les principaux résultats de l'application de la méthode INTEGRIS au PMSI. On constate qu'en moyenne, un blessé grave au sens MAIS3+ hospitalisé perd en moyenne 2,73 années de vie en bonne santé et que le blessé léger hospitalisé perd en moyenne 1,29 année de vie en bonne santé. Le fait que le rapport entre l'incapacité du blessé grave et celle du blessé léger soit seulement autour de 2 peut sembler étonnant si l'on ne tient pas compte du biais de sélection. En effet, dans notre échantillon d'analyse, seuls les blessés hospitalisés sont observés. Ainsi, de la même manière que la gravité d'une blessure fait que la totalité des MAIS3+ et une minorité des MAIS2- (27 %) sont hospitalisés, les blessés légers hospitalisés ont logiquement un niveau de gravité de blessure plus élevé en moyenne que les blessés légers non hospitalisés.

Une fois les incapacités des blessés légers et graves hospitalisés estimées, il semble intéressant d'effectuer une comparaison internationale. Dans le tableau 72, ces coûts sont mis en regard avec ceux d'autres pays européens. Dans ce tableau, il peut être observé que les ordres de grandeurs de la charge de la morbidité par gravité sont très proches avec une incapacité du blessé grave identique entre la France et la Belgique (2,7 DALY) et un coût du blessé léger identique entre la France et l'Espagne (1,3 DALY). Par ailleurs, la proportion de MAIS3+ dans la population des hospitalisés ainsi que l'ampleur de la charge de la morbidité des MAIS3+ dans l'ensemble des hospitalisés sont du même ordre de grandeur avec une similitude entre la France (19 % et 31 %) et l'Angleterre (17 % et 34 %).

Pays/Région	Charge de la morbidité			% MAIS3+ parmi les hospitalisés	% charge de la morbidité des MAIS3+ parmi les hospitalisés
	MAIS3+	MAIS2	MAIS 1		
France	2,7	1,3		19	31
Autriche	3,1	1		9	22
Belgique	2,7	1,6	0,6	22	44
Angleterre	3,1	2,1	0,3	17	34
Pays-Bas	3,2	1,6	0,5	26	48
Espagne	2,4	1,3		34	48

Tableau 72 : Comparaison internationale de la charge de la morbidité routière des hospitalisés en fonction de la gravité MAIS (source : adapté de Weijermars, 2016 et de Wijnen et al., 2017).

Pour que l'incapacité mesurée précédemment traduise pleinement le coût humain de la morbidité routière, le DALY INTEGRIS doit tenir compte de la préférence des individus pour le présent. Celle-ci traduit le fait qu'un individu préfère par exemple subir une incapacité donnée dans le futur plutôt que cette même incapacité dans l'année courante. Ainsi nous avons actualisé les incapacités de long terme appréciées en DALY INTEGRIS au taux de 2,5 %, taux recommandé dans le rapport Quinet (Quinet, 2013). Les résultats en termes de coût humain découlant de cette actualisation sont les suivants :

	Incapacité la première année (DALY INTEGRIS*)	Incapacité après la première année (DALY INTEGRIS)	Coût humain après la première année (DALY actualisés)	Coût humain total (DALY actualisés)	Valeur du QALY estimée (€)	Coût monétaire (€)
Blessé MAIS2-hospitalisé	0,17	1,13	0,54	0,71	203 748	144 661
Blessé MAIS3+ hospitalisé	0,22	2,51	1,38	1,60		325 997

Tableau 73 : Coût humain moyens des blessés par niveau de gravité, hospitalisés en France

*L'incapacité de court terme n'est pas actualisée.

Le coût humain moyen d'un blessé hospitalisé MAIS2- est de 0,71 DALY actualisé soit deux fois moins que le coût humain moyen d'un blessé hospitalisé MAIS3+ qui est de 1,60 DALY actualisé. En prenant la valeur du QALY estimée dans le chapitre 1, le coût humain du blessé léger hospitalisé a été estimé à 144 661 €₂₀₂₀ et le coût humain du blessé grave hospitalisé à 325 997 €₂₀₂₀.

A partir des estimations d'incapacité moyenne par gravité, il est possible de fournir une estimation du coût humain total de la morbidité routière hospitalisée et de la morbidité routière nationale, en posant quelques hypothèses. Il faut garder à l'esprit que la valeur de

0,71 DALY pour le blessé léger hospitalisé est une borne supérieure du coût humain moyen du blessé léger comme expliqué auparavant. Pour fixer une borne inférieure à cette estimation, nous avons repris la valeur du coût humain de court terme du blessé hospitalisé MAIS2- estimée à 0,17 DALY. Ainsi le coût humain du blessé léger non hospitalisé est compris entre 0,17 DALY avec l'hypothèse basse et à 0,71 DALY avec l'hypothèse haute. En considérant les dernières estimations nationales faites à l'Unité Mixte de Recherche Epidémiologique et de Surveillance Transport Travail Environnement (Amoros et al., 2021) sur le nombre de blessés légers et graves de la route au niveau national en 2017, les estimations de coûts humains par gravité sont les suivantes :

	Effectif MAIS 2-		Coût MAIS 2- (en DALYs actualisés)		Coût Total MAIS 2- (en DALYs actualisés)
	Hospitalisés	Non hospitalisés	Hospitalisés	Non hospitalisés	
Blessés hospitalisés	84 734		0,71		60 161
Blessés totaux Hypothèse basse*	Hospitalisés	Non hospitalisés	Hospitalisés	Non hospitalisés	99 822
	84 734	233 302	0,71	0,17	
Blessés totaux Hypothèse haute**	318 036		0,71		225 806

*L'hypothèse basse estime le coût humain des blessés légers hospitalisés à partir de l'incapacité à court terme des blessés légers hospitalisés.

**L'hypothèse haute considère que le coût humain des blessés légers non hospitalisés est le même que celui estimé pour les blessés légers hospitalisés.

Tableau 74 : Coût humain des blessés légers de la route en fonction de l'hospitalisation ou non du blessé et des hypothèses retenues sur la base des effectifs de 2017

	Effectif MAIS 3+	Coût MAIS 3+ (en DALYs actualisés)	Coût Total MAIS 3+ (en DALYs actualisés)
Blessés hospitalisés et totaux*	19 691	1,60	31 506

*Les estimations nationales de blessés graves (Amoros et al., 2021) estiment qu'il y a 19 561 blessés graves au niveau national soit 130 de plus que le nombre de blessés graves hospitalisés. En raison de ce constat, nous avons supposé que 100% des blessés graves se font hospitaliser et que notre estimation est la bonne.

Tableau 75 : Coût humain des blessés graves de la route en fonction de l'hospitalisation ou non du blessé et des hypothèses retenues sur la base des effectifs de 2017

En France, nous avons estimé le coût humain de la morbidité routière hospitalière à 91 667 DALYs dont deux tiers sont imputables aux blessés légers (60 161) et un tiers aux blessés graves (31 506). L'estimation nationale est quant à elle comprise entre 131 328 DALYs avec l'hypothèse basse sur les blessés légers et 257 312 DALYs avec l'hypothèse haute. Ces coûts quantifiés en DALY actualisés peuvent ensuite être valorisés monétairement.

	Coût en DALY actualisés	Valeur du DALY évité (€)		Coût en milliards d'euros 2016	
		H1***	H2	H1	H2
Effectif hospitalier	99 822	203 478	240 254	20,31	23,98
Effectif national Hypothèse basse*	131 328			26,72	31,55
Effectif national Hypothèse haute**	257 312			52,36	61,82

Tableau 76 : Coût humain annuel des accidents de la route en France, au niveau hospitalier et national

*L'hypothèse basse estime le coût humain des blessés légers non hospitalisés à partir de l'incapacité à court terme des blessés légers hospitalisés.

**L'hypothèse haute considère que le coût humain des blessés légers non hospitalisés est le même que celui estimé pour les blessés légers hospitalisés.

*** L'hypothèse 1 consiste à utiliser la valeur du QALY dérivée du coût humain du tué, c'est-à-dire la VVS à laquelle on a retranché la perte de consommation, alors que l'hypothèse 2 part de la valeur du QALY dérivée de la VVS. La discussion sur le fondement de ces deux hypothèses se trouve dans le chapitre 1.

Le tableau 76 présente la synthèse générale des estimations réalisées sur les coûts humains. Pour valoriser ces coûts, les valeurs du QALY obtenues et recommandées dans le chapitre 1 ont été utilisées. En prenant la valeur du QALY estimée à 203 748 euros à partir de la VVS à laquelle on a retranché la perte de consommation (Hypothèse 1 du chapitre 1), nous avons estimé le coût humain de l'ensemble des blessés hospitalisés en France suite à un accident de la route à 20,31 milliards d'euros. En gardant la même valeur du QALY, l'estimation du coût humain national total des blessés de la route est comprise entre 26,72 milliards d'euros, en posant l'hypothèse basse selon laquelle les blessés légers non hospitalisés ont un coût humain valant l'incapacité de court terme des blessés légers hospitalisés (0,17 DALY – Hypothèse basse), et entre 52,36 milliards d'euros lorsque l'on suppose que les blessés légers non hospitalisés ont le même coût humain que les blessés hospitalisés (0,71 DALY – Hypothèse haute).

La combinaison d'hypothèses les plus réalistes est celle où l'on retranche la perte de consommation de la valeur de la vie statistique pour estimer le QALY à 203 478 euros et où l'on considère que les blessés légers non hospitalisés ont uniquement l'incapacité à court terme des blessés légers hospitalisés. Avec ces hypothèses retenues, le coût humain des blessés de la route est de 26,72 milliards d'euros.

Pour que l'estimation du coût humain de l'insécurité routière soit complète, il faut ajouter les décès à l'analyse. Dans le tableau 77, la part totale du coût humain dans les accidents de la route, décès compris est récapitulée :

	Effectifs 2017	Perte de DALYs	Coût estimé du DALY (€ ₂₀₂₀)	Coût total (milliards d'euros)	Coût total toute gravité (milliards d'euros)
Blessés légers MAIS2-	318 036	99 822	203 478	20,31	42,20
Blessés graves MAIS3+	19 691	31 506		6,41	
Décès	3 448	76 063 ⁹³		15,48	

Tableau 77 : Estimation des coûts humains nationaux par niveau de gravité des blessures à partir de la méthode INTEGRIS

Dans le tableau 77, on voit que le coût humain estimé des accidents de la route en France est très élevé. En effet, avec une valeur de 42,20 milliards d'euros, il atteint presque les estimations du bilan global de l'insécurité routière réalisées par l'ONISR dont l'ordre de grandeur, hors pandémie, dépasse légèrement les 50 milliards depuis plusieurs années (en incluant environ 9 milliards pour les accidents matériels). De plus, d'après ces résultats, les blessés légers s'avèrent être les principaux contributeurs au coût humain total puisqu'avec un coût de 20,31 milliards d'euros, ils représentent quasiment la moitié du total (48,1 %) ce qui est donc logiquement significativement supérieur à la part des blessés graves 15,2 % et des tués 36,7 %.

Il est important de noter que la méthode INTEGRIS n'englobe pas l'intégralité des pertes humaines de la morbidité. Premièrement, en considérant les blessés qui décèdent après les 30 jours qui suivent l'accident comme des blessés, la perte d'années de vie n'est pas prise en compte et la formule appliquée conduit à attribuer un nombre de DALYs nettement inférieur à la réalité. Deuxièmement, alors que cette méthode suppose que chaque blessé va subir une incapacité sans que son espérance de vie résiduelle soit réduite, le groupe de travail « Espérance de vie et surmortalité des victimes d'accidents de la circulation » constitué par la Commission Automobile en 2014, a mis en avant le fait que les blessés de la route, en particulier ceux atteints de lésions médullaires et de traumatismes crâniens, étaient sujets à une surmortalité. Ainsi, Le rapport GIRO (GIRO, 2014) met par exemple en avant le fait que la réduction moyenne de l'espérance de vie estimée par les experts médicaux des traumatisés

⁹³ Dans le chapitre 1, il a été estimé qu'un Français moyen qui décédait d'un accident de la route perdait 40 années de vie et 22,06 années de vie en bonne santé.

crâniens et des blessés victimes de lésions à la moelle épinière est respectivement de 16 % et de 31 %.

Dans ce dernier chapitre, nous avons réutilisé les travaux d'estimations de la valeur du QALY et du coût humain du tué du chapitre 1 ainsi que les travaux d'estimations de la valeur de la vie statistique et du blessé grave du chapitre 2 pour estimer le coût humain des blessés légers, des blessés graves et des tués au niveau national. De plus, l'étude des données hospitalières françaises a permis de développer une méthode estimant le coût hospitalier en MCO des hospitalisés suite à un accident de la route. L'ensemble des résultats de ce chapitre pour l'année 2017 sont récapitulés dans le tableau 78 :

	Victimes de la route en 2016	Victimes de la route hospitalisés en 2016	Coûts hospitaliers en MCO moyen par hospitalisé	Coûts hospitaliers en MCO moyen par victime de la route	Total des coûts hospitaliers en MCO (M€)	Coûts humains moyen VALOR (€)	Coûts humains moyen INTEGRIS en 2016 (€)	Coûts humains totaux INTEGRIS En 2016	Total des coûts estimés en 2016 (m€)
Blessés légers	287 633	83 674	2 257	656	0,19	X	66 644	19,17	19,36
Blessés graves	18 510	18 481	10 419	10 403	0,19	830 000	329 634	6,41	[6,6 ; 15,56**]
Tués	3 477	1 051	5 233	1 582	0,01	4 500 000*	X	X	15,65
Total	309 620	103 206	3 749	1 249	0,39	Y	Y	Y	[41,61 ; 50,57**]

X : Pas calculé dans l'étude en question

Y : Pas estimable en tenant compte uniquement d'INTEGRIS ou de VALOR.

*Le coût humain du tué a été estimé à 4,5 millions d'euros dans le chapitre 1, en retranchant la perte de consommation estimée de la VVS de 5,3 millions d'euros estimée dans le chapitre 2.

**Estimation avec la valeur du blessé grave présenté dans le chapitre 2 et obtenue dans l'étude VALOR.

Tableau 78 : Récapitulatif des travaux d'estimation des coûts médicaux et des coûts humains des victimes des trois chapitres de thèse

Dans le tableau 78, le coût total⁹⁴ des blessés légers est majoritaire dans le coût total puisqu'il atteint 20,31 milliards d'euros sur un total compris entre 41,61 milliards et 50,57 milliards. Le coût total des blessés graves est estimé, selon que l'on utilise l'estimation par INTEGRIS ou par VALOR, à respectivement 6,6 milliards d'euros et 15,56 milliards d'euros. Enfin le coût total des tués est valorisé à 15,65 milliards à partir de la VVS calculée dans le chapitre 2 et la perte de consommation du tué calculée dans le chapitre 1. La discussion sur les valeurs à privilégier se trouve dans la conclusion générale.

⁹⁴ Le coût total estimé dans les travaux de thèse. Ce coût est basé uniquement sur deux des cinq composantes de coût de l'insécurité routière.

Conclusion Générale

L'objectif de la thèse était de proposer des méthodes permettant d'améliorer l'évaluation du coût socio-économique de la morbidité et de la mortalité routière. Au commencement du travail de thèse, en 2018, les valeurs de références utilisées pour le bilan socio-économique de l'insécurité routière reposaient sur des méthodes de transfert de valeur et des consensus contestables. De plus, le nombre de blessés de la route était sous-estimé avant 2014 (Amoros et al., 2017) et la définition du blessé hospitalisé était différente des recommandations européennes avant 2006 (Commission Européenne, 2013). Pour répondre aux objectifs et remédier aux lacunes constatées, une étude de consentement sur les préférences déclarées a été menée afin d'estimer une nouvelle Valeur de la Vie Statistique (VVS), ainsi qu'une valeur du blessé grave (VBG). Les coûts humains des blessés hospitalisés ont aussi été valorisés avec une approche utilisant les QALYs et les DALYs. Les coûts médicaux ont quant à eux été appréciés avec une analyse des séjours hospitaliers imputables aux accidents de la route.

Nouvelles connaissances et valeurs de références au service de la valorisation socio-économique de l'insécurité routière

Le rapport Quinet (Quinet, 2013) est à l'origine de la Valeur de la Vie Statistique (VVS) de référence française fixée à 3 000 000 d'euros₂₀₁₀ et actualisée avec le taux de croissance du PIB par habitant. Les estimations de la VVS effectuées dans cette thèse, à partir des préférences individuelles françaises, ont conduit à réviser cette valeur de 77 % à la hausse ce qui poursuit la dynamique d'augmentation de la VVS de ces 60 dernières années. Ces augmentations sont imputables, au moins en partie, à la complexification des méthodes, à la prise en compte de davantage de composantes dans le calcul, à la croissance économique et à la prise de conscience progressive des dangers liés à la circulation routière.

L'étude européenne VALOR (Schoeters et al., 2021) menée pendant la thèse en collaboration avec trois autres instituts de recherche en sécurité routière d'Allemagne, de Belgique et des Pays-Bas a permis de développer un protocole robuste pour estimer la Valeur de la Vie Statistique (VVS), la valeur de l'évitement d'un blessé grave et la valeur du temps pour chacun des quatre pays partenaires avec une VVS de 5 300 000 euros, une valeur du blessé grave de 830 000 euros et une valeur du temps de 12,90 euros par heure en France. La valeur du temps de 12,90 euros est très similaire aux estimations réalisées dans le domaine des transports ce qui tend à confirmer la fiabilité de la VVS et de la valeur du blessé grave estimées. Les valeurs obtenues en France sont strictement inférieures à chacune des valeurs des autres pays. Ce constat est imputable à une préférence française supérieure pour la réduction des coûts de trajet qui entraîne des consentements à payer relativement plus faibles pour réduire les niveaux de risque ainsi que la durée de trajet. Cette différence de préférence

n'a pas pu être expliquée par les variables observables et il est fort probable qu'elle soit due à une différence culturelle. Ainsi, l'échelle de mesure sur la propension à économiser, que nous avons mise au point pour expliquer les préférences individuelles pour la réduction des coûts du trajet, tend à confirmer cette hypothèse avec un score de propension à économiser significativement supérieur pour l'échantillon des Français. De plus, en octobre 2018, est apparu le mouvement des gilets jaunes dont l'une des principales revendications initiales étaient la baisse des prix des carburants. Etant donné que le mouvement a été soutenu par une grosse partie de la population et que la question du prix des carburants semble encore extrêmement sensible, il est probable que le contexte français ait pu jouer sur les préférences à la baisse des coûts de trajet.

Par ailleurs, compte tenu de la variabilité des estimations internationales et au sein d'un même pays, sans doute imputable principalement aux méthodes choisies, une perspective intéressante serait de répliquer le protocole développé dans d'autres pays volontaires. Cette étude pourrait servir de base de comparaison pour les pays d'Europe.

Au-delà de la VVS, la valeur du blessé grave a été estimée par deux méthodes différentes. Avec l'approche QALY/DALY, le blessé grave a été associé à une perte de 1,60 DALY actualisé et valorisé à 329 634 euros. Avec l'approche du consentement à payer, la valeur du blessé grave évité a été estimée à 830 000 euros. Ces deux estimations peuvent être considérées respectivement comme la borne basse et la borne de la valeur d'évitement du blessé grave. D'ailleurs, les 12,5 % de la VVS, utilisées par l'ONISR pour valoriser le blessé grave, donnent une estimation à 662 500 euros à partir de la nouvelle VVS, ce qui est bien compris entre les deux bornes. Cependant, étant donné que la borne basse à 329 634 euros ne tient pas compte de la surmortalité des blessés graves, que l'approche DALY repose sur une étude néerlandaise relativement ancienne (Polinder et al., 2007) alors que la valeur de 830 000 euros repose sur des préférences françaises récentes (2020), la borne haute semble une meilleure candidate pour valoriser le coût du blessé grave de la route. Pour les blessés légers, en considérant les meilleures hypothèses retenues, le coût humain a été quantifié à 0,17 DALY pour les non hospitalisés et 0,71 DALY pour les hospitalisés ce qui conduit à une valorisation de respectivement 34 637 euros et 144 661 euros. Ces quantifications donnent un coût moyen du blessé léger de 0,31 DALY et 63 162 euros.

Concernant les coûts hospitaliers moyens en médecine chirurgie, obstétrique, odontologie, les coûts du blessé léger, du blessé grave et du décès ont été estimés à respectivement 2 257 euros, 10 419 euros et 5 233 euros pour l'année 2016.

Méthode	Coût pour le décès	Coût pour le blessé grave	Coût pour le blessé léger	
Consentement à payer sur les préférences déclarées (VALOR)	5 300 000 €	830 000 €	X	
Approche QALY/DALY (en QALYs/DALYs actualisés)	22,06 QALYs*	1,60 DALY	0,31 DALY**	
			Non hospitalisé	hospitalisé
			0,17 DALY	0,71 DALY
Approche QALY/DALY (en euros) Valeur du QALY = 203 748 €***	X	329 634 €	63 162 €**	
			Non hospitalisé	hospitalisé
			34 637 €	144 661 €
Analyse des coûts hospitaliers en MCO (en euros)	5 233 €	10 419 €	2 257 €	

X : Valeur non estimée dans le cadre de la méthode

*Le nombre actualisé d'années de vie en bonne santé perdues lors d'un décès a été estimé à 22,06 dans le chapitre 1

**Coût moyen en du blessé léger

*** La valeur du QALY est estimée en divisant la VVS par les 22,06 QALYs actualisés

Tableau 79 : Récapitulatif des coûts moyens estimés dans le cadre des travaux de thèse

En 2016⁹⁵, le nombre de blessés a été estimé à 287 633 dont 18 510 blessés graves hospitalisés à 99,9%, 83 674 blessés légers hospitalisés (Zullo et al. 2021) et 203 959 blessés légers non hospitalisés (Amoros et al., 2020). En utilisant ces effectifs et les estimations de coûts moyens, les coût agrégés suivants ont été obtenus :

	Victimes de la route en 2016	Victimes de la route hospitalisés en 2016	Coûts hospitaliers en MCO moyen par hospitalisé	Coûts hospitaliers en MCO moyen par victime de la route	Total des coûts hospitaliers en MCO (M€)	Coûts humains moyen (€)	Total des coûts humains (M€)	Total des coûts estimés (M€)
Blessés légers	287 633	83 674	2 257	656	0,19	66 644	19,17	19,36
Blessés graves	18 510	18 481	10 419	10 403	0,19	830 000*	15,37	15,56
Tués	3 477	1 051	5 233	1 582	0,01	4 500 000	15,64	15,65
Total	309 620	103 206	3 749	1 249	0,39	162 066	50,18	50,57

*La valeur de VALOR de 830 000 euros a été privilégié à la valeur de l'approche DALY de 329 634 euros car cette dernière ne tient pas compte de la surmortalité des blessés et qu'elle est basée sur des données anciennes et non françaises (Polinder et al., 2007).

Tableau 80 : Récapitulatif de l'ensemble des coûts médicaux et humains estimés

Au total, les estimations de cette thèse, basées sur les coûts humains et les coûts hospitaliers estiment le coût de l'insécurité routière⁹⁶ à près de 51 milliards d'euros dont plus de 99 % sont attribuables aux coûts humains. Ces 51 milliards d'euros représentent 1,3 fois le bilan national du coût de l'insécurité routière hors accidents matériels affiché par l'ONISR en 2017 pour l'année 2016 alors que trois composantes de coût n'ont pas été prises en compte dans le calcul. Si l'on se base sur les estimations de valeurs de référence européenne, les coûts humains représentent autour de deux tiers du coût de l'insécurité routière (Wijnen et al., 2017). A titre indicatif, en ajoutant les 33 % de coûts manquants aux 51 milliards de coûts humains estimés dans la thèse, le bilan du coût de l'insécurité routière atteindrait 76 milliards d'euros soit 1,5 fois le bilan officiel du coût des accidents de la route, estimé à 50 milliards d'euros (ONISR, 2017). Si cette valeur est proche de la réalité, cela signifierait que le coût de

⁹⁵ Les résultats de l'année 2016 ont été retenus car les valeurs estimées pour l'année 2017 sont plus incertaines étant donné qu'elles ne coïncident pas avec les données du SDIS.

⁹⁶ Les dommages matériels, les pertes de production et les coûts administratifs sont à ajouter au bilan.

l'insécurité routière serait en réalité 33 % plus lourde que ce que pensent les autorités et qu'il est par conséquent légitime de développer plus de moyens pour lutter contre ce fléau.

Depuis près d'un siècle, l'insécurité routière est mise en avant par le nombre de tués de la route, dont le suivi régulier est plus facile que pour les blessés, en France comme pour les comparaisons internationales. Les résultats ci-dessus établissent que ce n'est que la partie émergée de l'iceberg. D'une part, les blessés graves, six fois plus nombreux que les tués, génèrent un coût comparable à celui des décès. D'autre part, du fait des près de 300 000 blessés légers annuels, les coûts humains associés pourraient s'élever jusqu'à près de 20 milliards d'euros sur une année hors pandémie, soit plus d'un tiers du bilan annuel total actuel de l'insécurité routière.

Par ailleurs, un certain nombre de connaissances ont été rassemblées et synthétisées autour des indicateurs synthétiques de mesure de santé que sont le QALY et le DALY. Initialement le QALY et le DALY se différencient principalement par leur contexte d'application et les objectifs associés. En effet, alors que le QALY est employé pour comparer les utilités générées par des traitements permettant d'améliorer la qualité de vie et/ou de prolonger l'espérance de vie, le DALY a été développé par l'Organisation Mondiale de la Santé en tant qu'indicateur opérationnel permettant de rendre compte de l'impact des causes de morbidité et de mortalité sur les populations, à travers le monde. Ainsi, initialement, l'approche QALY est liée au calcul d'un coût social alors que le DALY vise à quantifier la dégradation des états de santé uniquement. Cependant, avec le temps, les indicateurs ont évolué et le DALY a connu plusieurs versions dont certaines se sont beaucoup rapprochées du QALY tant au niveau des caractéristiques que des ambitions.

Dans les travaux de cette thèse, l'approche QALY et l'approche DALY ont été utilisées de manière assez innovante pour la France, dans le but de valoriser les coûts humains de l'insécurité routière. Pour le calcul du coût humain des blessés hospitalisés, en actualisant les incapacités futures, l'hypothèse a été faite qu'un QALY était approximativement égal à un DALY. Cependant, cette relation n'est pas parfaite et un approfondissement de la comparaison de ces indicateurs, en vue d'une conversion plus robuste, serait souhaitable.

De plus, la compilation d'études sur le QALY a montré que le principe « a QALY is a QALY » (Weinstein, 1988) souvent mentionnée dans la littérature et signifiant qu'une unité de QALY a la même valeur quelle que soit sa composition (durée de vie et/ou qualité de vie), sa distribution et le contexte dans lequel elle est gagnée, n'est pas vérifié empiriquement. Premièrement, il a été montré que les QALYs composés de durée de vie supplémentaire sont préférés aux QALYs composés d'une amélioration de qualité de vie. Deuxièmement, l'utilité marginale associée à des gains de QALYs est décroissante et non constante. Grâce à ses hypothèses, l'indicateur QALY a l'avantage d'être simple et opérationnel pour mesurer la qualité de vie gagnée à la suite d'un traitement. Cependant, il ne traduit pas fidèlement les préférences individuelles. A partir de ces constats, il apparaît fort intéressant d'étudier la possibilité de fixer de nouvelles hypothèses sous-jacentes à l'utilisation du QALY. Les QALYs pourraient être valorisés différemment en fonction de leur composition en qualité de vie et en durée de vie et l'utilité marginale décroissante des gains de QALY pourrait alors être prise en compte.

D'autre part, le rapport Quinet (Quinet, 2013) mentionnait l'absence de valeur de référence pour le QALY et proposait une valeur de l'année de vie estimée à 115 000 euros₂₀₁₀ à partir de la VVS et un taux d'actualisation fixé à 2,5 %. Pour remédier à cette absence, les travaux de thèse ont introduit la qualité de vie dans la formule et, en utilisant la nouvelle VVS, ont permis l'estimation de la valeur du QALY à 203 748 euros. Cette valeur peut paraître très élevée comparée à certaines valeurs de références utilisées à l'international notamment si on la compare aux seuils de coût-efficacité du NICE qui sont de 20 000/30 000 Livre sterling ou aux recommandations de l'OMS qui recommande des seuils entre une à trois fois le PIB par habitant (38 625/115 875 euros). Cependant, l'estimation à 203 748 euros a été faite à partir d'une estimation de la VVS de 5 300 000 euros, estimée à partir des préférences individuelles et non des préférences des décideurs. Cette distinction donne au moins deux arguments pour la supériorité d'un consentement à payer individuel par rapport à un consentement à payer des décideurs. Premièrement, les décideurs ont un budget structurellement inférieur au revenu net de l'ensemble des individus. Deuxièmement, alors que les décideurs ne sont pas confrontés directement au risque à réduire, les répondants, qui sont placés dans des situations d'arbitrages d'itinéraires, sont confrontés directement au risque de mortalité. Aussi, la VVS utilisée est elle-même dans la fourchette haute des valeurs de référence européennes actuelles. De plus, comme cela a été mentionné dans le paragraphe précédent, un QALY associé à de la durée de vie a plus de valeur qu'un QALY associé à de la qualité de vie. De ce fait, il paraît logique qu'une valeur du QALY tirée d'une VVS soit relativement élevée. D'ailleurs, une étude très similaire a été publiée en 2020 (Téhard et al., 2020) et a conclu à une estimation de la valeur du QALY très proche, de 248 693 euros₂₀₂₀, avec une VVS initiale de 6 200 000 euros et le même taux d'actualisation. La proximité entre les valeurs estimées est d'autant plus proche que les travaux de Téhard et al. (2020) n'ont pas retiré la perte de consommation du tué avant de dériver la valeur du QALY de la VVS. Dans le chapitre 1, la valeur estimée du QALY, sans retranchement de la perte de consommation, est de 240 254 euros₂₀₂₀ soit une valeur 3,5 % inférieure seulement à la valeur estimée dans ces autres travaux.

La valeur du QALY estimée à partir de la valeur de l'évitement du décès de la route devrait, dans l'idéal, être appliquée principalement pour les années de vie en bonne santé gagnées dans le contexte d'accidents de la route évités. En effet, il a été montré dans les travaux de Biaisque (2011) que les consentements à payer pour réduire des risques de mortalité sont très variables en fonction du domaine dans lequel le risque s'applique. A partir d'une méta-analyse européenne, Biaisque (2011) a par exemple observé que la valeur moyenne d'évitement d'un décès était deux fois plus élevée en transport qu'en environnement ou en santé. Compte tenu des écarts entre les estimations de la valeur du QALY tirées de consentements à payer individuels et de consentements à payer des décideurs, il serait intéressant de mener une étude pour estimer le consentement à payer des décideurs pour gagner une unité de QALY. Pour cela, il serait intéressant d'utiliser la méthode des « League Tables », classant les interventions financées ou pas compte tenu de leur ratio coût par QALY, afin d'établir un seuil de coût-efficacité français.

Discussion de certaines limites des travaux menés

Bien que la notion de coût soit très usuelle, elle est en réalité relativement complexe lorsqu'elle est considérée dans sa globalité, du point de vue du bien-être de la société. Un coût pour une entité peut s'avérer être un revenu pour une autre. Ainsi, la notion de référentiel est primordiale dans l'évaluation des coûts des accidents de la route. On peut définir le coût d'un accident de la route pour un agent comme la perte d'utilité, dont la cause est matérielle ou non, subie par cet agent et imputable à l'accident. Lorsqu'on considère les coûts des accidents de la route d'un point de vue du bien-être de la société, ils conviendraient en théorie de réduire le coût des désutilités subies par certains avec les gains associés aux utilités des entités bénéficiant des accidents de la route. Ce travail n'a pas été effectué dans la thèse. L'approche des QALYs/DALYs et celle du consentement à payer sur les préférences déclarées ont valorisé principalement le coût humain subi par les victimes sans tenir compte des effets valorisables positifs et négatifs que ces coûts ont pu apporter. L'analyse des bases de données hospitalières a permis l'estimation du coût global, pour les établissements hospitaliers, des séjours imputables aux accidents de la route sans considérer de manière approfondie la part de ces coûts associables à des revenus pour du personnel de Santé et sans prendre en compte le coût d'opportunité que représente l'occupation de lits et la sollicitation du personnel pour les victimes de la route. Cette approche des coûts pourrait être améliorée en considérant le coût de l'insécurité routière dans un système global de flux, où les coûts subis par certains ont des effets valorisables positifs ou négatifs sur d'autres. En créant ce genre de système, il serait possible d'estimer de manière pertinente l'impact de l'insécurité routière sur chacun des agents et de surcroît, sur le bien-être de la société. Pour approfondir cette démarche, les travaux de Badr et al. (1993), qui ont défini le circuit économique de l'insécurité routière et qui ont établi un bilan des recettes et des dépenses liées aux accidents dans les années 1990, semblent être un bon point de départ.

Par ailleurs, un taux d'actualisation constant a été utilisé à trois reprises dans la thèse : d'abord dans le chapitre 1 pour estimer la perte de consommation du tué et la valeur du QALY, puis dans le chapitre 3, pour estimer le coût humain des blessés hospitalisés. Cette actualisation à taux constant, appelée actualisation exponentielle, est encore la plus utilisée dans les modèles économiques principalement du fait de sa simplicité et qu'elle sous-entend une absence d'incohérences temporelles. Cependant, il existe des hypothèses alternatives telles que l'actualisation sous-additive ou l'actualisation hyperbolique qui représentent mieux les préférences individuelles observées (Frederick et al., 2002). En effet, il existe un certain nombre de biais qui réfutent l'hypothèse d'absence d'incohérences temporelles. Premièrement, des études ont montré que les préférences temporelles étaient fonction d'un taux d'actualisation qui diminue avec le temps. Par exemple, Thaler (1981) a demandé à des individus de déterminer les sommes à recevoir dans un mois, un an et dix ans, pour être indifférent avec le fait de recevoir 15 dollars immédiatement. Les réponses médianes étaient de respectivement 20 dollars, 50 dollars et 100 dollars ce qui est associé à des taux d'actualisation annuel de respectivement 345 %, 120 % et 19 %. Ce phénomène a été observé dans de nombreuses études (Benzion et al., 1981 ; Chapman, 1995-1996) et a permis de

considérer l'actualisation hyperbolique. Ce modèle d'actualisation, avec un taux décroissant avec le temps, est davantage représentatif des préférences temporelles individuelles (Kris, 1997). Cette notion du taux d'actualisation décroissant avec le temps peut aussi être prise en compte par une actualisation sous-additive (Read, 2001) qui tient compte d'un autre biais observé concernant les préférences temporelles. Ainsi, des études (Holcomb, 1992 ; Read, 2001) ont montré que, plus une même période temporelle est partitionnée en un nombre d'intervalles nombreux, plus l'actualisation totale au cours de cette période augmente. A ces observations viennent s'ajouter de nombreuses incohérences temporelles empiriquement observées comme le fait que les gains sont actualisés plus que les pertes ou que les petites sommes sont actualisées plus que les grosses (Frederick et al., 2002). Ainsi, l'actualisation exponentielle utilisée dans les travaux est source de potentiels biais et des travaux d'approfondissements sur l'actualisation permettraient de les contrôler ou de les réduire.

D'autre part, l'étude de consentement à payer sur les préférences déclarées conduite pendant la thèse a exclu la valorisation de l'évitement du risque d'être blessé légèrement. Ce choix a été fait afin de réduire la complexité d'arbitrage pour les répondants ainsi que le biais hypothétique. Pour pallier cette absence de valeur, le coût humain du blessé léger a été estimé par l'approche QALY/DALY, en quantifiant l'incapacité des blessés légers hospitalisés. L'estimation reste imparfaite car plusieurs hypothèses ont dû être posées pour passer du coût humain du blessé léger hospitalisé au coût humain du blessé léger non hospitalisé. Des travaux de valorisation dédiés au coût humain du blessé léger seraient souhaitables, d'autant plus qu'ils représentent 40 % du coût total que nous avons estimé.

Perspectives de poursuite pour affiner le calcul du coût total de l'insécurité routière

Dans les travaux de thèse, le travail d'estimation s'est concentré sur les coûts médicaux compte tenu d'un accès facilité aux bases de données hospitalières et sur les coûts humains car c'est la composante de coût à la fois la plus complexe à appréhender et à la fois la plus conséquente dans le coût total (Wijnen et al., 2017). Cependant, pour avoir une estimation complète du coût de l'insécurité routière, il faudrait aussi se pencher sur les pertes de production, les dommages matériels et les coûts administratifs.

Les pertes de production des blessés de la route se décomposent en trois items :

- le coût majeur imputable à la perte de la capacité à participer à la production marchande suite à un décès d'une victime de la route ou suite à l'incapacité ou au congé maladie d'un blessé de la route,
- le coût des pertes de production non-marchande telle que le travail à domicile, et la prise en charge des enfants et le travail bénévole,
- les coûts de friction imputables au recrutement et à la formation de nouveaux employés remplaçant les victimes d'accident de la route.

Cette composante n'a pas été valorisée dans la thèse mais des pistes de valorisation ont déjà été esquissées. Ainsi, l'utilisation entre autres des travaux d'Achit (2010), de Carnis et al. (2011) et de Sanchez et al. (2019) qui ont étudié les conséquences d'un accident de la route en termes d'arrêt de travail et de perte de revenu ainsi que les trajectoires professionnelles après un accident de la route, pourrait permettre d'estimer l'item majeur parmi les sources de perte de production. Pour les deux autres items mineurs, il s'agirait d'étudier la littérature pour établir une méthode de valorisation appropriée.

En attendant, le projet européen SafetyCube (Wijnen et al., 2017) a fourni des valeurs standards pour les blessés. Ainsi, le blessé léger serait à l'origine d'une perte de production moyenne de 2 669 euros et le blessé grave d'une perte moyenne de 43 627 euros. Ramené aux estimations nationales de blessés, le coût total annuel de la perte de production de la morbidité routière serait de 1,82 milliards d'euros. Par ailleurs, dans les valeurs fournies par cette étude, la perte de production représente 9,8% du coût total du blessé léger et 14,4% du coût total du blessé grave. Les études de valorisation de la morbidité routière mettent généralement la perte de production au deuxième rang des composantes de coût de la morbidité routière ce qui en fait une source de coût importante à estimer.

Les dommages matériels des accidents de la route peuvent quant à eux se décomposer en quatre sources :

- le coût des dommages subis par les véhicules impliqués dans l'accident.
- le coût des dégâts causés aux infrastructures publiques.
- le coût des dégâts causés au fret transporté par les camions.
- le coût des dégâts causés aux propriétés personnelles.

Il faut noter que l'Observatoire National Interministériel de la sécurité routière (ONISR) dispose déjà de résultats puisqu'il a chiffré le coût matériel moyen d'un accident corporel à 4 970 euros en 2016 (ONISR, 2017). Ramené au nombre total d'accidents corporels estimés à l'aide des estimations du nombre de victimes de la route d'Amoros (Amoros, 2015) et des estimations du nombre de victimes par accident réalisées dans le cadre de SafetyCube (Wijnen, 2017)⁹⁷, la composante de coût des dommages matériels représenterait de l'ordre de 1 milliard d'euros. Pour vérifier la pertinence de ce chiffre, il serait intéressant d'étudier les données sur les indemnités après accidents de la route de la Fédération française de l'assurance.

Les coûts administratifs se divisent en quatre sources distinctes :

- le coût des forces de l'ordre qui correspond au coût du temps dépensé par les forces de l'ordre pour les accidents de la circulation.
- le coût de l'ensemble des services d'urgence (pompiers, Samu, etc.) en excluant le transport à l'hôpital qui est à intégrer aux coûts médicaux.

⁹⁷ Les travaux d'Amoros (Amoros, 2015) estiment les chiffres de l'insécurité routière à 3 500 tués, 25 000 blessés graves et 275 000 blessés légers, et correspondraient à 219 192 accidents corporels d'après les résultats avancés par le projet SafetyCube (Wijnen, 2017).

- les coûts d'assurance qui sont les coûts administratifs des assureurs relatifs aux assurances, notamment aux assurances automobiles mais aussi aux assurances santé⁹⁸.
- les coûts juridiques tels que les dépenses relatives à la mise en œuvre des sanctions du responsable de l'accident, les coûts du procès relatifs à l'accident, les coûts d'emprisonnement⁹⁹.

Ainsi, pour valoriser le coût des forces de l'ordre, le rapport Bondaz (Bondaz , 2014) peut être utilisé en partie et le ministère de l'Intérieur pourrait être contacté pour savoir s'il existe des données récentes permettant d'estimer la part de l'activité des forces de l'ordre imputable à l'activité sécurité routière.

Pour les coûts d'intervention d'urgence, il serait envisageable de contacter quelques médecins régulateurs du Samu, qui sont chargés de la régulation des ressources de soins urgents. Pour les coûts des pompiers, il serait intéressant de contacter les services départementaux d'incendie et de secours (SDIS) pour essayer de déterminer la part de l'activité consacrée aux accidents et tenter de la valoriser. Il faut noter d'une part, que le SDMIS du Rhône fournit aux responsables du registre du Rhône, depuis plusieurs années, les informations sur les sorties de caserne relatives aux accidents de la route. D'autre part, le site des sapeurs-pompiers de France mentionne que 6 % des interventions des sapeurs-pompiers sont relatives aux accidents de la route. Le problème rencontré ici est de dissocier, dans ces 6 %, la part attribuable aux coûts médicaux et la part à attribuer aux coûts administratifs.

Pour évaluer les coûts d'assurance, la prise de contact avec certaines compagnies d'assurance automobile, qui devraient a priori être intéressées pour collaborer dans des projets relatifs à la sécurité routière, serait nécessaire.

Pour apprécier les coûts juridiques, il sera nécessaire de contacter le ministère de la Justice s'il dispose de données accessibles permettant d'estimer cet item de coût.

Dans le cadre de la thèse, l'absence de données administratives incite pour le moment à utiliser les valeurs standard fournies par le projet SafetyCube (Wijnen, 2017), qui estime les coûts administratifs moyens pour un blessé léger et un blessé grave respectivement à 1 877 euros et 4 364 euros. Ramené à la population nationale annuelle des blessés, le montant total des coûts administratifs imputables aux accidents de la route s'élèverait à 625 millions d'euros.

⁹⁸ Les coûts d'assurance n'incluent pas les indemnités versées aux victimes des accidents de la route. Les indemnités pour les dégâts matériels sont d'ailleurs à inclure dans la composante des dommages matériels.

⁹⁹ Cela peut inclure le coût de la perte de production de la personne emprisonnée. Ces coûts n'ont jusqu'à présent jamais été inclus dans une étude sur le coût des accidents de la route (Wijnen et al., 2017).

Bibliographie

Abraham C. et Thédié J., 1960. Le prix d'une vie humaine dans les décisions économiques, *Revue française de recherche opérationnelle*.

Achit H. et Carnis L., 2013. Physical Impairment and Medical Care Spending by Road Accident Victims, 16th Road Safety on Four Continents Conference (RS4C), China, 12p.

Alberini A. et Scasny M., 2011. Context and the VSL: Evidence from a stated preference study in Italy and the Czech Republic, *Environmental and Resource Economics*, Vol. 49(4), pp. 511–538.

Alfaro J., Chapuis M. et Fabre F., 1994. Socio-economic costs of road accidents: final report of action COSTS 313, Brussels: Commission of the European Community.

Amoros E., Martin J.-L. et Laumon B., 2007. Estimating non-fatal road casualties in a large French county, using the capture–recapture method, *Accid Anal Prev.* 2007, Vol. 39(3), pp. 483–490.

Amoros E., Lardy A., Gadegbeku B., Ndiaye A., Martin J.L., Laumon B., 2015. Estimation nationale du nombre de blessés graves de la route, au sens MAIS3+, France. Convention MAIS3+ Ifsttar-DSR.

Amoros E., Pascal L., Martin J.L. et Laumon B., 2016. Estimation nationale du nombre de blessés graves de la route, 2006-2012, France. Communication présentée au congrès ADELFI-EPITER, Rennes, France.

Amoros E., Pascal L., Soler G., Turbatu L., Gadegbeku B., Ndiaye A., Laumon B et Martin J.L., 2016. Estimation nationale du nombre de blessés graves de la route, 2006-2016, hal-02110133.

Amoros E., Casez-Clivot C., Gadegbeku B., Ndiaye A. et Martin J.L., 2021. Blessés de la route en France : combien ? Quelle gravité ? Capture-recapture sur données policières et données médicales.

Andersson H., 2013. Consistency in preferences for road safety: An analysis of precautionary and stated behavior, *Research in Transportation Economics*, Elsevier, Vol. 43(1), pp. 41-49.

Andersson H., Hammit J.K. et Sundström K., 2015. Willingness to Pay and QALYs: What Can We Learn about Valuing Foodborne Risk? *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 66(3), pp. 727-752.

ANWB, 10/01/2020. Brandstofprijzen Europa. Retrieved from ANWB: <https://www.anwb.nl/vakantie/reisvoorbereiding/brandstofprijzen-europa>

Arrow K. J., 1951. *Social Choice and Individual Values*. John Wiley & Sons, New York.

Ashok K., Dillon W. R., and Yuan S., 2002. Extending Discrete Choice Models to Incorporate Attitudinal and Other Latent Variables. *Journal of Marketing Research*, Vol. 39(1), pp. 31–46.

Audibert M., He Y. and Mathonnat J., 2013. Multinomial and Mixed Logit Modeling in the Presence of Heterogeneity: A Two-Period Comparison of Healthcare Provider Choice in Rural China. halshs-00846085

Augustovski F., Colantonio L.D., Galante J., Bardach A., Caporale J. E., Zarate V., Chuang L.H., Pichon-Riviere A. and Kind P., 2017. Measuring the Benefits of Healthcare: DALYs and QALYs – Does the Choice of Measure Matter? A Case Study of Two Preventive Interventions, *International Journal of Health Policy and Management*, Vol. 7(2), pp. 120-136.

Babbie E., 1986. *The practice of social research*, 4th Ed., Belmont: Wadsworth Publishing Company.

Badr Y., Bluet J.C. et Triomphe A., 1992. Bilan économique et social de l'insécurité routière, rapport final : Le circuit économique de l'insécurité routière, Tome I, 98p.

Baker R., Chilton S., Donaldson C., Jones-Lee M.W., Lancsar E., Mason H., Metcalf H., Pennington M. et Wildman J. 2011. Searchers vs surveyors in estimating the monetary value of a QALY: resolving a nasty dilemma for NICE, *Health Economics, Policy, and Law*, Vol. 6, pp. 435–447.

Baujard A., 2011. L'économie du bien-être est morte. Vive l'économie du bien-être. Economics Working Paper Archive, Center for Research in Economics and Management, University of Rennes 1, University of Caen and CNRS.

- Bentham J., 1780. *An Introduction to the Principles of Morals and Legislation*.
- Ben-Akiva M., Walker J., Bernardino A. T., Gopinath D. A., Morikawa T., and Polydoropoulou A., 2002. Integration of choice and latent variable models. In: *In perpetual motion: Travel behaviour research opportunities and application challenges*, pp. 431–470.
- Benzion U., Rapoport A. et Yagil J., 1989. Discount Rates Inferred From Decisions: An Experimental Study,” *Management Sci.* Vol. 35, pp. 270–284.
- Bernoulli D., 1954. Exposition of a new theory on the measurement of risk; *Econometrica* Vol. 22, pp. 23–36 (Traduction de Bernoulli D., 1738 *Specimen theoriae novae de mensura sortis*; *Papers Imp. Acad. Sci. St. Petersburg* Vol. 5, pp. 175–192)
- Biausque V., Lindhjem H, Navrud S. and Braathen N. A., 2011. Valuing mortality risk reductions from environmental, transport, and health policies: a global meta-analysis of stated preference studies, *Risk Analysis*, Vol. 31(9), pp. 1381-1407.
- Bickel P., et al., 2006. Proposal for harmonised guidelines. EU project HEATCO Deliverable 5, University of Stuttgart, Stuttgart.
- Blincoe L.J., Miller T.R., Zaloshnya E. and Lawrence B.A., 2014. *The Economic and Societal Impact of Motor Vehicles Crashes 2010*, Report N° DOT 812 013, Washington DC, National Highway Traffic Safety Administration.
- Blumenschein K. et Johannesson M., 1998. Relationship between quality of life instruments, health state utilities, and willingness to pay in patients with asthma. *Annals of Allergy, Asthma & Immunology*, Vol. 80, pp. 189–194.
- Bobinac A., Van Exel N.J.A., Rutten F.F.H., Brouwer W.B.F., 2010. Willingness to pay for a quality-adjusted life-year: the individual perspective, *Value in Health*, Vol. 13, pp. 1046–1055.
- Bobinac A., Van Exel N.J.A., Rutten F.F.H., Brouwer W.B.F., 2012. GET MORE, PAY MORE? An elaborate test of construct validity of willingness to pay per QALY estimates obtained through contingent valuation, *Journal of Health Economics*, Vol. 31, pp. 158–168.
- Bobinac A., Van Exel N.J.A., Rutten F.F.H., Brouwer W.B.F., 2013. Valuing qaly gains by applying a societal perspective, *Health Economics*, Vol. 22, pp. 1272–1281.
- Bobinac A., Van Exel N.J.A., Rutten F.F.H., Brouwer W.B.F., 2014. The value of a QALY: individual willingness to pay for health gains under risk, *Pharmacoeconomics*, Vol. 32, pp. 75–86.
- Bondaz M., 2014. *Evaluation de la politique de sécurité routière, rapport de diagnostic, Tome 1*.
- Boxall P. and Adamowicz W., 2002. Understanding heterogenous preferences in random utility models: A latent class approach, *Environmental and Resource Economics*, Vol. 23, pp. 421-446.
- Breffle W. S., Eiswerth M. E., Muralidharan D. et Thornton J., 2015. Understanding how income influences willingness to pay for joint programs: A more equitable value measure for the less wealthy, *Ecological Economics*, Vol. 109, pp. 17-25.
- Bush J.W., Fanshel S. et Chen M., 1972. Analysis of a tuberculin testing program using a health status index, *Soc. Econ. Plann. Sci.*, Vol. 6 (1), pp. 49–69.
- Byrne M.M., O’Malley K. and Suarez-Almazor M.E., 2005. Willingness to pay per quality-adjusted life year in a study of knee osteoarthritis, *Medical Decision Making*, Vol. 25, pp. 655–666.
- Calzada C., 1999. *Les enquêtes de préférences déclarées. Note de synthèses du SES*.
- Cappelletti L., 2010. Vers un modèle socio-économique de mesure du capital humain, *Revue française de gestion*, Vol. 207, pp. 139-152.
- Carnis L., Hours M., Tardy H. et Charnay P., 2011. *Esparr-Eco, Étude des conséquences socioéconomiques des accidents de la route, une approche par la victime, Rapport de recherche, Convention n° 6885, ministère de l’Écologie, de l’Énergie, du Développement Durable et de la Mer/Délégation à la Sécurité et à la Circulation Routière IFSTTAR*.
- Carnis L., et Mignot D., 2012. Pour une économie de la sécurité routière – Emergence d’une approche pour l’élaboration de politiques publiques, *Economica*.
- Carnis L., Large M. and Mignot D., 2018. The cost of road injuries in France: some preliminary outcomes, 18th International Conference Road Safety on Five Continents (RS5C 2018), May 2018, JEJU, France, 14p. hal-02265815)

- Carnis L., Large M., Martin J.L. et Mignot D., 2018. Valorisation socio-économique de la morbidité routière, Rapport de recherche M-Vasem.
- Cerema, 2020. Abaissement de la vitesse maximale autorisée à 80km/h, Rapport final d'évaluation, 1^{er} juillet 2020.
- Chamot E., Bovier P., Perneger T., Chastonay P., Herrmann F., Garnerin P. et Chopard P., 2001. Analyse économique appliquée à la santé : un tour d'horizon. Bulletin des médecins suisses, Vol. 82(39), pp. 2060-2064.
- Chapman G.B. et Coups E.J., 1996. Time Preferences and Preventive Health Behavior: Acceptance of the Influenza Vaccine, *Med. Decision Making* Vol. 19(3), pp. 307–314.
- Chapman G.B., 2000. Preferences for Improving and Declining Sequences of Health Outcomes, *J. Behav. Decision Making*, Vol. 13, pp. 203–218.
- Chevalier J., 2010. Mesure de l'utilité attachée aux états de santé. Valorisation de l'index d'utilité EQ-5D et évolution de l'échelle actuelle en France, Thèse de doctorat en Sciences Economiques, sous la direction de Le Pen C., Université Paris IX Dauphine, 177 p.
- ChoiceMetrics, 2018. Ngene 1.2 User Manual & Reference Guide, ChoiceMetrics.
- Clark L. A. and Watson D., 1995. Constructing validity: Basic issues in objective scale development, *Psychological Assessment*, Vol. 7, pp. 309-319.
- Colangelo S., 2020. À quel prix, Netflix, 118 min.
- Costes J.-M., Massin S. et Etienne J., 2014. Première évaluation de l'impact socio-économique des jeux d'argent et de hasard en France, Les notes de l'Observatoire des jeux, Vol. 5.
- Croissant Y., 2019. mlogit: Multinomial Logit Models. R package version 1.0-2. <https://CRAN.R-project.org/package=mlogit>
- Cronbach L. J., 1951. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, Vol. 16, pp. 297-334.
- Crozet Y., Bagard V. et Chevasson G., 2003. Valeur de la vie humaine et sécurité routière : de l'incubation à l'émergence de nouvelles préférences collectives, *Transports, Editions techniques et économiques*, pp. 359-367.
- Cunningham S.J. et Hunt N.P., 2000. Relationship between utility values and willingness to pay in patients undergoing orthognathic treatment. *Community Dental Health*, Vol. 17, pp. 92–96.
- De Brabander B., 2006. Valuing the reduced risk of road accidents, Empirical estimates for Flanders based on stated preference methods, Universiteit Hasselt, Faculteit Toegepaste Economische Wetenschappen, Hasselt: Universiteit Hasselt.
- Dempster A., Laird N. and Rubin D., 1977. Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm, *Journal of the Royal Statistical Society B*, Vol. 39(1), pp. 1-38.
- Desaigues B. et Rabl A., 1995. Reference value for human life: an econometric analysis of a contingent valuation in France, *Contingent Valuation, Transport Safety and Value of Life*, Boston.
- DeVellis R. F., 2012. Scale Development theory and applications (3rd Ed.), Thousand Oaks, CA: Sage.S
- Dubé J.-P., Chintagunta P., Petrin A., Bronnenberg B., Goettler R., Seetharaman P. B., Sudhir K., Thomadsen R. et Zhao Y., 2002. Structural applications of the discrete choice model, *Marketing Lett.*, Vol. 13(3), pp. 207-22.
- Duval H., 1993. De la valeur collective de la sauvegarde d'une vie, Handicaps et inadaptations, Les cahiers du CTNERHI, Vol. 59, pp. 7-19.
- Edoka I.P. et Stacey N. K., 2020. Estimating a cost-effectiveness threshold for health care decision-making in South Africa, *Health Policy and Planning*, Vol. 35 (5), pp. 546–555.
- Essink-Bot M., Stouthard M., et al., 1993. Generalizability of valuations on health states collected with the EuroQol questionnaire. *Health Economics*, Vol. 2, pp. 237-246.
- European Commission, 31/01/2020. CARE database, Retrieved from CARE database: https://ec.europa.eu/transport/road_safety/specialist/statistics_en
- EUROSTAT, 2020. Glossary: Household - social statistics. Retrieved from EUROSTAT: [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:Household - social statistics](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:Household_-_social_statistics)

- Fanshel S. and Bush J. W., 1970. A health-status index and its application to health-services outcomes. *Operation Research*, Vol. 18 (6), pp. 1021-1066.
- Feinberg K., 2006. What is Life Worth?: The Unprecedented Effort to Compensate the Victims of 9/11, *PublicAffairs*, 242p.
- Flügel S., Veisten K., Rizzi L. I., Ortúzar, J. d. et Elvik R., 2019. A comparison of bus passengers' and car drivers' valuation of casualty risk reductions in their routes, *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 112, pp. 63–75.
- Frederick S., Loewenstein G. et O'Donoghue T., 2002. Time discounting and time preference: A critical review, *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, pp. 351-401
- Friedman M. et Savage L., 1948. The Utility Analysis of Choices Involving Risks, *The Journal of Political Economy*, Vol. 56 (4), pp. 279-304.
- GIRO, 2014. Periodical Payment Orders Working Party Update. Institute and Faculty of Actuaries.
- Gold M.R., Stevenson D. and Fryback D.G., 2002. HALYS and QALYS and DALYS, Oh My: similarities and differences in summary measures of population Health, *Annu Rev Public Health*, Vol. 23, pp. 115-34. doi: 10.1146/annurev.publhealth.23.100901.140513. Epub 2001 Oct 25. PMID: 11910057.
- González R. M., Román C., Amador F. J., Rizzi L. I., Ortúzar J. d., Espino R., Martin J. C. and Cherchi E., 2018. Estimating the value of risk reductions for car drivers when pedestrians are involved: a case study in Spain *Transportation*, Vol. 45, pp. 499–521.
- Gossen H. H., 1854. *Entwicklung der Gesetze des menschlichen Verkehrs und der daraus fließenden Regeln für menschliches Handeln*, Braunschweig.
- Grossman M., 1972. On the concept of health capital demand for health, *Journal of Political Economy*, 80, pp. 223-255
- Gu Y., Lancsar E., Ghijben P., Butler J. and Donaldson C., 2015. Attributes and weights in health care priority setting: A systematic review of what counts and to what extent, *Social Science & Medicine*, Vol. 146, pp. 41-52.
- Gyrd-Hansen D., 2003. Willingness to pay for a QALY, *Health Economics*, Vol. 12, pp. 1049–1060.
- Gyrd-Hansen D. et Kjær T., 2012. Disentangling WTP per QALY data: different analytical approaches, different answers, *Health Economics*, Vol. 21, pp. 222–237.
- Haninger K. et Hammit JK. 2011. Diminishing willingness to pay per quality-adjusted life year: valuing acute foodborne illness, *Risk Analysis*, Vol. 31, pp. 1363–1380.
- HAS, 2011. *Choix méthodologiques pour l'évaluation économique à la HAS*.
- HAS, 2020. *Choix méthodologiques pour l'évaluation économique à la HAS*.
- Haagsma J.A., Polinder S., Lyons R.A., Lund J., Ditsuwana V., Prinsloo M., et al., 2012. Improved and standardized method for assessing years lived with disability after injury, *Bull World Health Organ.*, Vol. 90(7), pp. 513–521.
- Hausman J. and McFadden D., 1984. Specification tests for the multinomial Logit model, *Econometrica*, Vol. 52, pp. 1219-1240.
- Hensher D., Louviere J. and Swait J., 1999. Combining sources of preference data. *Journal of Econometrics*, Vol. 89, pp. 197-221.
- Hensher D., Rose J. M. and Greene, W. 2005. *Applied Choice Analysis: A Primer*. Cambridge, U.K.: Cambridge University Press.
- Hensher D., Rose J. M., Ortúzar J. d. et Rizzi L. I., 2011. Estimating the Value of Risk Reduction for Pedestrians in the Road Environment: An Exploratory Analysis, *Journal of Choice Modelling*, Vol. 4(2), pp. 70-94.
- Hess S. and Rose J. M., 2009. Should reference alternatives in pivot design SC surveys be treated differently?, *Environmental and Resource Economics*, Vol. 42(3), pp. 297-317.
- High-Level Group on Road Safety, 2012. Next steps in the development of the injuries strategy, 2nd working document.
- Hinkin T. R., Tracey J. B. and Enz C. A., 1997. Scale construction: Developing reliable and valid measurement instruments. *Journal of Hospitality and Tourism Research*, Vol. 21(1), pp. 100-120.

- Hirth R. A., Chernew M. E., Miller E., Fendrick A. M. et Weissert W. G., 2000. Willingness to pay for a quality-adjusted life year: in search of a standard. *Health Economics*, 20, 3, juillet-septembre 2000, pp. 332-342.
- Hojman P., Ortuzar J. de D. et Rizzi L. I., 2005. On the joint valuation of averting fatal victims and serious injuries in highway accidents, *Journal of Safety Research*, Vol. 36, pp. 377–386.
- Holcomb J. H. et Nelson P.S., 1992. Another Experimental Look at Individual Time Preference, *Rationality Society* Vol. 4(2), pp. 199–220.
- Iraguën P. and Ortuzar J. de D., 2004. Willingness-to-pay for reducing fatal accident risk in urban areas: An internet-based web page stated preference survey, *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 36, pp. 513–524.
- Jaffé W., 1976. Menger, Jevons and Walras De-homogenized, *Economic Inquiry*, Vol. 14(4), pp. 511-524.
- Johannesson M. et Meltzer D., 1998. Some reflections on cost-effectiveness analysis, *Health Economics*, Vol. 7, pp. 1–7.
- Johnson F.R., et al. 2013. Constructing Experimental Designs for Discrete-Choice Experiments: Report of the ISPOR Conjoint Analysis Experimental Design Good Research Practices Task Force, *Value in Health*, Vol. 16(1), pp. 3–13. doi:10.1016/j.jval.2012.08.2223.
- Jones S. and Hensher D., 2004. Predicting Firm Financial Distress: A Mixed Logit Model, *The Accounting Review*, Vol. 79(4), pp. 1011-1038, published by: American Accounting Association.
- Kahneman d. et Tversky A., 1972. On Prediction and Judgment, *Oregon Research Institute Research Bulletin*, Vol. 12 (14).
- Kalish S. et Nelson P., 1991. A comparison of ranking, rating and reservation price measurement in conjoint analysis, *Marketing Letters*, Vol. 2(4), pp. 327-335.
- Kasnatscheew A., Heinel F., Schoenebeck S., Lerner M. and Hosta P., 2016. Review of European Accident Cost Calculation Methods – With Regard to Vulnerable Road Users, D5.1 of the H2020 project InDeV.
- Kessels R., Goos P. and Vandebroek M., 2006. A Comparison of Criteria to Design Efficient Choice Experiments, *Journal of Marketing Research*, Vol. 43(3), pp. 409–419. doi: 10.1509/ jmkr.43.3.409.
- Khomutova I., Martin JL., Carnis L., Baumstark L. et Mignot D., 31/07/2017. Rapport d'études VASEM – Valorisation Socio-Economique de la Morbidité routière.
- Kim J. et Mueller C. W., 1978. Introduction to factor analysis: What it is and how to do it. Beverly Hills: Sage Publications.
- King J.T., Tsevat J., Lave J.R. et Roberts M.S. 2005. Willingness to pay for a quality-adjusted life year: implications for societal health care resource allocation, *Medical Decision Making*, Vol. 25, pp. 667–677.
- Kirby K. N. 1997. Bidding on the Future: Evidence Against Normative Discounting of Delayed Rewards, *J. Experiment. Psych.: General*, Vol. 126, pp. 54–70.
- Klarman H. E., O'Francis J. and Rosenthal G. D., 1968. Cost effectiveness analysis applied to the treatment of chronic renal disease, *Medical Care* Vol. 6(1), pp. 48-54.
- Kohli R. et Mahajan V., 1991. A reservation-price model for optimal pricing of multiattribute products in conjoint analysis, *Journal of Marketing Research*, 28, 3, pp. 347-354
- König H. H., Bernert S., Angermeyer MC., Matschinger H., Martinez M, Vilagut C., Haro JM., de Girolamo G., de Graaf R., Kovess V., and Alonso J., 2009. ESEMeD/MHEDEA 2000 Investigators (2000). Comparison of population health status in six European countries: results of a representative survey using the EQ-5D questionnaire. *Med Care* Vol. 47(2), pp. 255-261.
- Kontis V., Bennett J.E., Mathers C.D., Li G., Foreman K. et Ezzati M., 2017. Future life expectancy in 35 industrialised countries: projections with a Bayesian model ensemble, *The Lancet*, Vol. 389(10076), pp. 1323-1335.
- Korzhenevych A., Dehnen N., Bröcher J., Holtkamp M., Henning M., Gibson G., Varma A. and Cox, V., 2014. Update of the Handbook on External Cost of Transport, Final Report DG Move, Ricardo Arena.
- Lancaster K., 1966. A New Approach to Consumer Theory, *Journal of Political Economy*, Vol. 74(2), pp. 132-157.
- Lancsar E., Gu Y., Gyrd-Hansen D., Butler J., Ratcliffe J., Bulfone L. and Donaldson C., 2020. The relative value of different QALY types, *Journal of Health Economics*, Vol. 70.

- Launois R., 2003. L'évaluation socio-économique, une discipline entre recherche clinique et études observationnelles, *Bull cancer* 2003, Vol. 90(1), pp.97-104.
- Lebègue D., Hirtzman P. et Baumstark L., 2005. Le prix du temps et la décision publique. Révision du taux d'actualisation public.
- Le Net M., 1980. Le prix de la vie humaine, La Documentation française.
- Le Net M., 1992. Le prix de la vie humaine. Application à l'évaluation du coût économique de l'insécurité routière, Commissariat Général du Plan, École des Ponts et Chaussées, ministère de l'Équipement.
- Le Net M., 1994. Le prix de la vie humaine. Calcul par les préférences individuelles, tome II, Commissariat général au Plan, École des Mines de Paris, Électricité de France, ministère de l'Équipement, des Transports et du Tourisme.
- Le Pen C. et Lévy P., 2013. L'évaluation médico-économique : Concepts et méthodes.
- Le Pen C., 1997. Théorie de l'utilité et mesure des états de santé : le débat QALY-HYEs. *Economie et Prévision*, pp. 129-130(3-4).
- Leroy M.-L., 2008. Quantité et qualité des plaisirs chez Bentham, *Revue d'études benthamiennes* [en ligne], Vol. 4, mise en ligne le 1^{er} février 2008. URL : <http://journals.openedition.org/etudes-benthamiennes/180>
- Lieu T., Ray G.T., Ortega-Sanchez I., Kleinman K. et Rusinak D., 2009. Willingness to pay for a QALY based on community member and patient preferences for temporary health states associated with herpes zoster, *PharmacoEconomics*, Vol. 27, pp. 1005–1016.
- Louviere J. and Hensher D., 1982. On the design and analysis of simulated choice or allocation experiments in travel choice modelling, *Transportation Research Record*, Vol. 890, pp. 11-17.
- Louviere J., Hensher D. and Swait J., 2000. *Stated Choice Methods and Analysis*. Cambridge, U.K.: Cambridge University Press.
- Lucas R. E. B., 1975. Hedonic Price Functions, *Economic Inquiry*, Vol. 13(2), pp. 157-178.
- Lucas R. E. B., 1977. Hedonic Wage equations and Psychic Wages in the Returns to Schooling, *American Economic Review*, Vol. 77, pp 549-558.
- Mason H., Jones-Lee M. et Donaldson C. 2009. Modelling the monetary value of a QALY: a new approach based on UK data, *Health Economics*, Vol. 18, pp. 933–950.
- Mahieu P.-A., Andersson H., Beaumais O., Crastes R. et Wolf F.-C., 2014. Is choice experiment becoming more popular than contingent valuation? A systematic review in agriculture, environment and health, FAERE Working Paper 2014.12, http://faere.fr/pub/WorkingPapers/Mahieu_Andersson_Beaumais_Crastes_Wolff_FAERE_WP2014.12.pdf
- McDonald R. L., Chilton S. M., Jones-Lee M. W. et Metcalf H. R. T., 2017. Evidence of variable discount rates and non-standard discounting in mortality risk valuation, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 82, pp. 152-167.
- McFadden D., 1974. Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In *Frontiers in Econometrics*. Ed. P. Zarembka. pp. 105-142. New York: Academic Press.
- McFadden D., 1986. The Choice Theory Approach to Market Research. *Marketing Science*, Vol. 5(4), pp. 275-297
- McFadden D., 2008. Human Capital Accumulation and Depreciation, *Review of Agricultural Economics, Agricultural and Applied Economics Association*, vol. 30(3), pp. 379-385.
- Meesmann U., Torfs K. et Van den Berghe W., 2019. ESRA2 methodology, ESRA2 report Nr. 1. ESRA project (E-Survey of Road users' Attitudes), Brussels: Vias institute.
- Milieu Centraal, 10/01/2020. Zuinig rijden. Retrieved from milieu centraal: <https://www.milieucentraal.nl/duurzaam-vervoer/autokeuze-en-gebruik/zuinig-rijden/>
- Mill. J.S., 1863. Utilitarianism.
- Ministère de la Santé, 2003. Lettre Hôpital 2007, disponible sur le site : www.sante.gouv.fr
- Moradi N., Rashidian A., Nosratnejad S., Olyaeemanesh A., Zanganeh M. et Zarei L., 2019. Willingness to pay for one quality-adjusted life year in Iran, *Cost Effectiveness and Resource Allocation*, Vol. 17(4).

- Murray C. J., 1994. Quantifying the burden of disease: the technical basis for disability-adjusted life years. *Bulletin of the World Health Organization*, Vol. 72(3), pp. 429-445.
- Murray C. J. and Lopez A., 1996. The Global burden of disease: a comprehensive assessment of mortality and disability from diseases, injuries, and risk factors in 1990 and projected to 2020. World Health Organization, World Bank & Harvard School of Public Health.
- Murray C et Acharya A., 2002. Age weights and discounting in health gaps reconsidered, In: Summary measures of population health: concepts, ethics, measurement and applications, Geneva: World Health Organization, p. 677– 684.
- Neumann P. J., Anderson J. E., Panzer A. D., Pope E. F., D'Cruz B. N., Kim D. D. and Cohen J. T., 2018. Comparing the cost-per-QALYs gained and cost-per-DALYs averted literatures, *Gates open research*, Vol. 2(5), <https://doi.org/10.12688/gatesopenres.12786.2>
- NICE, 2016. Glossaire, disponible à : <https://www.nice.org.uk/glossary?letter=g>, visité le 29 septembre 2021.
- Nielsen J.S., Gyrd-Hansen D. et Kjaer T., 2021. Sample restrictions and the elicitation of a constant willingness to pay per quality adjusted life year, *Health Economics*. <https://doi.org/10.1002/hec.4236>
- Niroomand N. and Jenkins G. P., 2016. Estimating the Value of Life, Injury, and Travel Time Saved Using a Stated Preference Framework, *Accident Analysis and Prevention*, pp. 216–225.
- Nunnally J., 1978. *Psychometric theory*, New York: McGraw-Hill.
- Obermeyer A., Hirte G., Korneli C., Schade J. et Friebel, P., 2020, June. Zahlungsbereitschaft für Verkehrssicherheit: Konzeptstudie und Piloterhebung, Bergisch Gladbach: Bundesanstalt für Straßenwesen (BASt).
- Ock M., Ahn J., Yoon S.-J. and Jo M.-W., 2016. Estimation of Disability Weights in the General Population of South Korea Using a Paired Comparison. *PLoS ONE*, Vol. 11(9): e0162478. doi:10.1371/journal.pone.0162478
- OCDE, 1982. Liste des indicateurs sociaux de l'OCDE, Éditions OCDE, Paris.
- OCDE, 2007. Analyse coûts-bénéfices et environnement : Développements récents, Éditions OCDE, Paris, <https://doi.org/10.1787/9789264010079-fr>.
- OECD, 2012. Mortality Risk Valuation in Environment, Health and Transport Policies, OECD Publishing.
- OCDE, 2019. Analyse coûts-avantages et environnement : Avancées théoriques et utilisation par les pouvoirs publics, Éditions OCDE, Paris.
- OMS, 2001. Macroeconomics and health: Investing in health for economic development: executive summary.
- ONISR, Note technique relative aux valeurs de référence prescrites pour le calcul socio-économique, 1er octobre 2014.
- ONISR, 2016-2021. La sécurité routière en France. Bilan de l'accidentalité de l'année 2015, 2016, 2017, 2018, 2019, 2020.
- ONISR, 2021. Historique de la sécurité routière, Site internet, ONISR, <https://www.onisr.securite-routiere.gouv.fr/politique-de-securite-routiere/historique-de-la-securite-routiere>.
- Pearce D. and Özdemiroglu E., 2002. Economic Valuation with Stated Preference Techniques Summary Guide, London: Department for Transport, Local Government and the Regions.
- Pelletier G.-R., 1978. Théorie du bien-être politique économique, *L'actualité économique*, Vol. 54(1), pp. 59-76.
- Pennington M., Baker R., Brouwer W., Mason H., Hansen D.G., Robinson A., Donaldson C.; EuroVaQ Team, 2015. Comparing WTP values of different types of qaly gain elicited from the general public, *Health Economics*, Vol. 24(3), pp. 280-293.
- Peterson R. A., 1994. A Meta-analysis of Cronbach's Coefficient Alpha, *Journal of Consumer Research*, Vol. 21(2), pp. 381-391.
- Pigou A. C., 1920. *The economics of welfare*, London: Macmillan & Co.
- Pinto-Prades J.L., Loomes G. et Brey R. 2009. Trying to estimate a monetary value for the QALY, *Journal of Health Economics*, Vol. 28, pp. 553–562.
- Polinder S., van Beeck E.F., Essink-Bot M.L., Toet H., Looman C.W., Mulder S. et Jan Meerding W., 2007. Functional outcome at 2.5, 5, 9, and 24 months after injury in the Netherlands. *J Trauma*, Vol. 62, pp. 133–141.

- Price J.L. et Mueller C. W., 1986. Handbook of organizational measurement, Marshfield, MA: Pitman Publishing.
- Quinet E., 2013. L'évaluation socio-économique en période de transition, Rapporteur général : Baumstark L., Rapports et Documents, Commissariat général à la stratégie et à la prospective.
- Read D., 2001. Is Time-Discounting Hyperbolic or Subadditive? *J. Risk Uncertainty*, Vol. 23, pp. 5–32.
- Rice D. P., 1967. Estimating the cost of illness. *American Journal of Public Health*, Vol. 21(1), pp. 255-267.
- Rizzi L. I. et Ortuzar J. de D., 2003. Stated preference in the valuation of interurban road safety, *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 35, pp. 9–22.
- Robbins L., 1932. An essay on the nature and significance of Economic Science, 3ème ed. Macmillan, London, Voir également des extraits in D. M. Hausman, Ed. The philosophy of economics. An anthology, Cambridge University Press, chap. 4, pp. 113-140, 1984.
- Robinson A., Gyrd-Hansen D, Bacon P., Baker R., Pennington M. et Donaldson C., 2013. Estimating a WTP-based value of a QALY: the 'chained' approach, *Social Science & Medicine*, Vol. 92, pp. 92–104.
- Rose J.M., Bliemer M.C.J., Hensher D.A. and Collins A.T., 2008. Designing Efficient Stated Choice Experiments in the Presence of Reference Alternatives, *Transportation Research Part B: Methodological*, Vol. 42(4), pp. 395–406. doi:10.1016/j.trb.2007.09.002.
- Rose J.M. and Bliemer M.C.J., 2009. Constructing Efficient Stated Choice Experimental Designs, *Transport Reviews*, Vol. 29(5), pp. 587–617. doi:10.1080/01441640902827623.
- Rosen S., 1974. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product differentiation in Pure Competition, *Journal of Political Economy*, Vol. 82(1), pp. 34-35.
- Ryen, L., Svensson, M., 2014. The Willingness To Pay for a Quality Adjusted Life Year: A Review of the Empirical Literature. *Health Economics*, 24(10), 12891301.
- Saelensminde K., 2002. The Impact of Choice Inconsistencies in Stated Choice Studies, *Environmental and Resource Economics*, Vol. 23, pp. 403-420.
- Saelensminde K., 2006. Causes and consequences of lexicographic choices in stated choice studies, *Ecological Economics* (59), pp. 331-340.
- Salomon J. A., Vos T., Hogan D. R., Gagnon M., Naghavi M., Mokdad A. et al., 2012a. Common values in assessing health outcomes from disease and injury: disability weights measurement study for the Global Burden of Disease Study 2010, *Lancet*, Vol. 380, pp. 2129–2143.
- Salomon J. A., Vos T., Hogan D. R., Gagnon M., Naghavi M., Mokdad A. et al., 2012b. Common values in assessing health outcomes from disease and injury [Supplementary appendix], *Lancet*, Vol. 380.
- Salomon J. A., Wang H., Freeman M. K., Vos T., Flaxman A. D., Lopez A. D. et al., 2012c. Healthy life expectancy for 187 countries, 1990–2010: a systematic analysis for the Global Burden Disease Study 2010. 380: 2144–2162.
- Salomon J.A., Haagsma J. A., Davis A., Maertens N. C., Polinder S., Havelaar A.H., Cassini A., Devleeschauwer B., Kretzschmar M., Speybroeck N., Murray C. J. L. et Vos T., 2015. Disability weights for the Global Burden of Disease 2013 study, *The Lancet*. doi:10.1016/S2214-109X(15)00069-8.
- Sanchez M., Barnay T., Marsaudon A. et Rochaix L., 2019. L'influence des accidents de la route sur les trajectoires professionnelles des personnels en fin de carrière, à partir de la cohorte Gazel. *Revue d'économie politique*, Vol. 129, pp. 553-589.
- Sassi F., 2006. Calculating QALYs, comparing QALY and DALY calculations, *Health Policy Plan.*, Vol. 21(5), pp. 402-408. doi: 10.1093/heapol/czl018. Epub 2006 Jul 28. PMID: 16877455.
- Scanlon T. M., 1991. The moral basis of interpersonal comparisons. In *Interpersonal comparisons of well-being*, J. Elster et J. Roemer, Eds., Foundations of social choice theory, Studies in Rationality and Social Change. Cambridge University Press, ch. 1, pp. 17–44.
- Schoeters A., Wijnen W., Carnis L., Weijermars W., Elvik R., Johannsen H., Vanden berghe W., Filtness A.J., Daniels S., 2017. Costs related to serious injuries, deliverable 7.3 of the H2020 project SafetyCube.

- Schoeters A., Large M., Koning M., Carnis L., Daniels S., Mignot D., Urmeew R., Wijnen W., Bijleveld F. and van der Horst M., 2021. Monetary valuation of the prevention of road fatalities and serious road injuries, Results of the VALOR project.
- Schumpeter J. A., 1954. *Histoire de l'analyse économique. L'âge de la science*, Vol. 3. George Allen & Unwin Ltd, Trad. Fr. Gallimard 1983.
- Shiroiwa T., Sung Y.-K., Fukuda T., Lang H.-C., Bae S.-C. et Tsutani K. 2010. International survey on willingness-to-pay (WTP) for one additional QALY gained: what is the threshold of cost effectiveness? *Health Economics*, Vol. 19, pp. 422–437.
- Shiroiwa T., Igarashi A., Fukuda T et Ikeda S. 2013. WTP for a QALY and health states: more money for severer health states? *Cost Effectiveness and Resource Allocation*, Vol. 11, pp. 1–7.
- Smith A., 1776. *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*.
- Souza A. C., Alexandre N. M. C. and Guirardello E. B., 2017. Psychometric properties in instruments evaluation of reliability and validity, *Epidemiol. Serv. Saud*, Vol. 26(3), pp. 649-659.
- Starkie D. N. M. et Johnson D. M., 1975. *The Economic Value of Peace and Quiet*, Lexington, Saxon House.
- SWOV, 2020. Road crash costs, SWOV Fact sheet, March 2020, SWOV, The Hague.
- Szende A., Janssen B. and Cabases J., 2014. *Self-reported population health: An international perspective based on EQ-5D*. Amsterdam, Netherlands: Springer. ISBN: 978-94-007-7595-4.
- Téhard B., Detournay B., Borget I., Roze S. and De Pourville G., 2020. Value of a QALY for France: A new Approach to Propose Acceptable Reference Values, *Value in Health*, Vol. 23(8), pp. 985-993.
- Thaler R.H. 1981. Some Empirical Evidence on Dynamic Inconsistency, *Econ. Letters* Vol. 8, pp. 201–207.
- Thavorncharoensap M., Teerawattananon Y., Natanant S., Kulpeng W, Yothasamut J., Werayingyong P., 2013. Estimating the willingness to pay for a quality-adjusted life year in Thailand: does the context of health gain matter? *Clinicoeconomics and Outcomes Research*, Vol. 5, pp. 29–36.
- Tinbergen J., 1972. *Optimal Social Welfare and Productivity*, New York University Press.
- Torrance G. W., Thomas W. H. and Sacket D. L., 1972. A utility maximization model for evaluation of health care programs. *Health Services Research*, Vol. 7(2), pp. 118-133.
- Traets F., Sanchez D. G. and Vandebroek M., 2020. Generating Optimal Designs for Discrete Choice Experiments in R: The idifix Package, *Journal Of Statistical Software*, 96(3). doi: 10.18637/jss.v096.i03
- Train K., 1998. Recreation Demand Model with Taste Differences across People, *Land Economics*, Vol. 74(2), pp. 230-239.
- Train K., 2003. *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge, U.K.: Cambridge University Press.
- Tsuchiya A., 2002. Age weighting and time discounting: technical imperative versus social choice, In: *Summary measures of population health: concepts, ethics, measurement and applications*. Geneva: World Health Organization.
- Tung, K.T.S., Ho, F.K., Wong, W.H.S. et al. Quantification of injury burden using multiple data sources: a longitudinal study. *Sci Rep* 11, 3078 (2021). <https://doi.org/10.1038/s41598-021-82799-9>
- United Nations Population Division, 2019. *World population prospects - the 2019 revision*, New York: United Nations.
- Van Hout B., Janssen M.F., Feng Y.S., Kohlmann T., Busschbach J., Golicki D., Lloyd A., Scalone L., Kind P. et Pickard A.S., 2012. Interim scoring for the EQ-5D-5L: mapping the EQ-5D-5L to EQ-5D-3L value sets, *Value Health*, Vol. 15(5), pp. 708-715.
- Veisten K., Flügel S., Rizzi L. I., Ortúzar J. d. et Elvik R., 2013. Valuing casualty risk reductions from estimated baseline risk, *Research in Transportation Economics*, pp. 50-61.
- Von Neumann J. and Morgenstern O., 1944. *Theory of games and economic behavior*. Princeton, Princeton University Press.
- Weijermars W., Meunier J. C., Bos N., Perez C., Hours M., Johannsen H., Barnes J., et al., 2016. Physical and psychological consequences of serious road traffic injuries, Deliverable 7.2 of the H2020 project SafetyCube.

- Weijermars W., Bos N., Wijnhuizen G. J., Meunier J., Nuyttens N., et al., 2017. Physical and psychological consequences of serious road traffic injuries, Deliverable 7.2 of the H2020 project SafetyCube. [Research Report] IFSTTAR - Institut Français des Sciences et Technologies des Transports, de l'Aménagement et des Réseaux. 150 p. hal-01574759
- Weinstein M.C., 1988. A QALY is a QALY is a QALY – or is it? *Journal of Health Economics*, Vol. 7, pp. 289-290.
- Weinstein M., Torrance G. et McGuire A., 2009. QALYs: the basics. *Value in health*, Vol. 12(1), S5-S9.
- Wertenbroch K. et Skiera B., 2002. Measuring consumer willingness to pay at the point of purchase, *Journal of Marketing Research*, Vol. 39(2), pp. 228-241.
- Wijnen W., 2013. Social Costs of Road Crashes: An International Analysis, 16th Road Safety on Four Continents Conference, Beijing, China 15-17 May 2013.
- Wijnen W. et Stipdonk H., 2016. Social costs of road crashes: an international analysis. *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 94, pp. 97-106.
- Wijnen W., Weijermars W., Vanden Berghe W., Schoeters A., Bauer R., Carnis L., Elvik R., Theofilatos A., Perez, C. and Martensen H., 2017. Crash cost estimates for European countries, D3.2 of the H2020 project SafetyCube.
- Wijnen W., Schoeters A., Daniels S., Schönebeck S., Kasnatscheew A., Mignot D. and Carnis L., 2019a. Estimating the socio-economic costs of road crashes, Preparatory study for bridging knowledge gaps in Belgium, France and Germany. Brussels: Vias institute.
- WHO, 1993. World development report 1993. Investing in Health. Oxford University Press.
- Woods B., Revill P., Sculpher M. and Claxton, K., 2016. Country-Level Cost-Effectiveness Thresholds: Initial Estimates and the Need for Further Research, *Value in Health*, Vol. 19(8), pp. 929-935.
- Ye F. et Lord D., 2014. Comparing three commonly used crash severity models on sample size requirements: multinomial logit, ordered probit and mixed logit models, *Analytic methods in accident research*, Vol. 1, pp.72–85.
- Zeckhauser R. and Shepard D. S., 1976. Where now for saving lives? *Law and Contemporary Problems* Vol. 40(4), pp. 5-45.
- Zethraeus N., 1998. Willingness to pay for hormone replacement therapy, *Health Economics*, Vol. 7, pp. 31–38.
- Zhao F.-L., Yue M., Yang H, Wang T., Wu J.-H. et Li S.-C., 2011. Willingness to pay per quality-adjusted life year: is one threshold enough for decision-making?: results from a study in patients with chronic prostatitis, *Medical Care*, Vol. 49, pp. 267–272.
- Zullo A., Large M., Amoros E. et Martin J.L., 2021. Estimated number of seriously injured road users admitted to hospital in France between 2010 and 2017, based on medico-administrative data, *BMC Public Health*, Vol.21(1).

Annexes

Annexe 1 : Table de conversion du codage CIM en groupes EUROCAST (source : adapté de Polinder, 2012)

Groupes EUROCAST		Codages CIM correspondants
N°	Composition	
1	Commotion cérébrale	S06.0
2	Autres traumatismes crâniens	S02(.0-.1), S04(.0-.9), S06(.1-.9), S07(.1-.9), T02.0, T04.0
3	Plaie ouverte sur le crâne	S01.0, S08.0
4	Lésion oculaire	S05(.0-.9)
5	Fracture du squelette facial	S02(.2-.6), S070
6	Plaie ouverte au visage	S05(.1-.9), S08(.1-.9), S09.2
7	Fracture, dislocation, foulure, entorse des vertèbres ou de la colonne vertébrale	S12(.0-.7), S12.9, S13(.0-.3), S13.6, S22(.0-.1), S23(.0-.1), S23.3, S29.0, S32(.0-.2), S33(.0-.3), S33(.5-.7), T02.1, T03(.0-.1), T08X, T09.2
8	Coup du lapin, entorse du cou, distorsion de la colonne cervicale	S13.4, S16X
9	Lésion de la moelle épinière	S14(.0-.1), S24(.0-.1), S34(.0-.1), S43.3, T06.1, T09.3
10	Lésion des organes internes	S25(.0-.9), S26(.0-.9), S27(.0-.9), S29.7, S35(.0-.9), S36(.0-.9), S37(.0-.9), S39(.6-.9), T065
11	Fracture des côtes, du sternum	S22(.2-.5), S22(.8-.9)
12	Fracture de la clavicule, de l'omoplate	S42(.0-.1), S42(.7-.9)
13	Fracture de la partie supérieure du bras	S42(.2-.3)
14	Fracture de l'avant-bras, du coude	S42.4, S52(.0-.4), S52(.7-.9)
15	Fracture du poignet	S52(.5-.6), S62(.0-.1)
16	Fracture de la main, des doigts	S62(.2-.8)
17	Dislocation, foulure, entorse de l'épaule ou du coude	S43(.0-.7), S53(.0-.4)
18	Dislocation, foulure, entorse du poignet, de la main ou des doigts	S63(.0-.7)
19	Lésion des nerfs des membres supérieurs	S44(.0-.9), S54(.0-.9), S64(.0-.9), T11.3
20	Lésion complexe des tissus mous des membres supérieurs	S45(.0-.9) to S49(.0-.9), S55(.0-.9) to S59(.0-.9), S65(.0-.9) to S69(.0-.9), T04.2, T05(.0-.2), T11(.4-.9)
21	Fracture du bassin	S32(.3-.8)
22	Fracture des hanches	S72(.0-.2)
23	Fracture de la tige fémorale	S72.3, S72(.7-.9)
24	Fracture du genou et de la partie basse de la jambe	S72.4, S82(.0-.2), S82.4, S82(.7-.9)
25	Fracture de la cheville	S82.3, S82(.5-.6)
26	Fracture du pied et des orteils	S92(.0-.9)
27	Dislocation, foulure, entorse du genou	S83(.0-.9)
28	Dislocation, foulure, entorse de la cheville ou du pied	S93(.0-.9)
29	Dislocation, foulure, entorse de la hanche	S73(.0-.1)
30	Lésion des nerfs des membres inférieurs	S34(.2-.8), S74(.0-.9), S84(.0-.9), S94(.0-.9), T13.3
31	Lésion complexe des tissus mous des membres inférieurs	S15.1, S75(.0-.9) to S79(.0-.9), S85(.0-.9) to S89(.0-.9), S95(.0-.9) to S99(.0-.9), T04.3, T05(.3-.5), T13(.4-.9)
32	Lésions superficielles incluant les contusions	S00(.0-.9), S10(.0-.9), S20(.0-.9), S30(.0-.9), S40(.0-.9), S50(.0-.9), S60(.0-.9), S70(.0-.9), S80(.0-.9), S90(.0-.9), T00(.0-.9), T09.0, T11.0, T13.0, T14.0
33	Plaies ouvertes	S11(.0-.9), S21(.0-.9), S31(.0-.9), S41(.0-.9), S51(.0-.9), S61(.0-.9), S71(.0-.9), S81(.0-.9), S91(.0-.9), T01(.0-.9), T09.1, T11.1, T13.1, T14.1
34	Brûlures	T20(.0-.9) to T35(.0-.9)
35	Empoisonnement	T36(.0-.9) to T65(.0-.9)
36	Traumas multiples	Pas opérationnel avec la CIM10
37	Corps étrangers	T15(.0-.9) to T19(.0-.9)
38	Aucune blessure après examen	Pas opérationnel avec la CIM10
39	Autres blessures	Tous les autres codes

Annexe 2 : Classement hiérarchique des groupes EUROCCOST

Injury group	Hierarchical key
	Ranking
Head	
1. brain injury	20
2. other skull-brain injury	2
3. soft tissue head injuries	27
Face	
4. eye injury	33
5. fracture facial bones	26
6. open wound face	32
Vertebrae/Spine	
7. fractures/dislocations/ sprain/strain	14
8. whiplash/neck sprain/distorsion cervical spine	15
9. spinal cord injury	1
Abdomen/Thorax	
10. internal organ injuries	11
11. fracture rib/sternum	16
Upper extremity	
12. fracture of clavicle/scapula	9
13. fracture of upper arm	13
14. fracture of elbow/forearm	17
15. fracture of wrist (incl. carpal bones)	19
16. fracture of hand/fingers	24
17. dislocation/sprain/strain shoulder/elbow	30
18. dislocation/sprain/strain wrist/hand/fingers	31
19. injury of nerves	35
20. complex soft tissue injury	23
Lower extremity	
21. fracture of pelvis	5
22. fracture of hip	7
23. fracture of femur shaft	4
24. fracture of knee/lower leg	6
25. fracture of ankle	12
26. fracture of foot (exc. Ankle)	18
27. dislocation/sprain/strain knee	22
28. dislocation/sprain/strain ankle/foot	21
29. dislocation/sprain/strain hip	8
30. injury of nerves	36
31. complex soft tissue injury	3
Minor external	
32. superficial injury (incl. contusions)	29
33. open wounds	28
34. Burns	10
35. Poisoning	25
36. Multi trauma ¹	--
Other injuries	
37. foreign body	34
38. no injury after examination	38
39. other and unspecified injury	37

¹ Can not be operationalized.

Source: EUROCCOST-project