



HAL
open science

Fiabilité du temps de transport : Mesures, valorisation monétaire et intégration dans le calcul économique public

Maïté Stéphan Stéphan

► **To cite this version:**

Maïté Stéphan Stéphan. Fiabilité du temps de transport : Mesures, valorisation monétaire et intégration dans le calcul économique public. Economies et finances. Université Montpellier, 2015. Français. NNT : 2015MONTD043 . tel-01564985

HAL Id: tel-01564985

<https://theses.hal.science/tel-01564985>

Submitted on 19 Jul 2017

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.

THÈSE

Pour obtenir le grade de
Docteur

Délivré par l'**Université Montpellier**

Préparée au sein de l'école doctorale **Économie Gestion**
Et de l'unité de recherche **LAMETA**

Spécialité: **Économie - Section CNU 05**

Présentée par **Maité Stéphan**

**FIABILITÉ DU TEMPS DE
TRANSPORT :**
**Mesures, valorisation monétaire et
intégration dans le calcul économique public**

Soutenue le novembre 2015 devant le jury composé de

Mr Thierry BLAYAC	Professeur	Université de Montpellier	Directeur
Mr Yves CROZET	Professeur	IEP Lyon	Rapporteur
Mr Laurent DENANT-BOËMONT	Professeur	Université Rennes 1	Rapporteur
Mr François MIRABEL	Professeur	Université de Montpellier	Examinateur
Mr François QUÉTIN	Chargé de projet	SNCF	Examinateur



L'université n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans la thèse : ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Remerciements

Me voilà rendue au difficile exercice des remerciements de thèse qui annoncent la fin d'une grande aventure.

J'exprime tout d'abord mes remerciements aux Professeurs Yves Crozet et Laurent Denant - Boëmont qui ont accepté d'être les rapporteurs de cette thèse, ainsi qu'à l'ensemble des membres du jury, le Professeur François Mirabel et Monsieur François Quétin, pour avoir accepté d'évaluer mon travail. J'adresse également de chaleureux remerciements à mes directeurs de thèse, Thierry Blayac et Mickael Beaud. Ils ont été tous les deux d'un soutien sans faille quel que soit les difficultés, tant en recherche que personnelles. A mes directeurs de thèse, je suis obligée d'associer ma Coach, Julie Rosaz. Je n'ai pas eu le choix, mais je ne regrette pas que tu te sois imposée.

Ensuite je tiens à remercier mes parents et mes frères pour leur soutien durant toutes mes années d'études et encore plus particulièrement, pendant la thèse. Ils ont accepté les absences, le stress, etc. et ont compris que malgré tout, j'étais heureuse de la faire. Merci.

Pour finir, je remercie mes amis et tous ceux qui a un moment donné m'ont apporté le soutien nécessaire pour finir : Mes copines de moi (Saghar, Bé, Choupi, Cé, Anais & Sarah), mes Drôles de Dames (Estelle & Mélanie), ma québécoise préférée (Marie-Eve), Rustam & Mariana, Cathy, Pauline, Antoine, Rémi, Géo, Mélo, Angélique, Ma grosse (Julie), Soufiane, Alfred, Pierre, Thomas.

Table des matières

Introduction générale	1
1 Mesure de la fiabilité du temps de transport	15
1 Introduction	17
2 Adaptation des mesures usuelles de la fiabilité au transport collectif	21
2.1 Mesures statistiques	21
2.1.1 Écart-type du temps de transport	21
2.1.2 Centiles du temps de transport	25
2.1.3 Intervalle de temps de transport	26
2.1.4 Pourcentage de variation	27
2.1.5 Indice de variabilité	28
2.1.6 Indice de non fiabilité	29
2.1.7 Représentation graphique de la fiabilité	34
2.2 Mesures de sécurité	36
2.2.1 Temps de sécurité	37
2.2.2 Indice de temps de sécurité	38
2.2.3 Indice de planification	39
2.3 Mesures <i>tardy-trip</i>	40
2.3.1 Florida reliability method	40
2.3.2 Indice de retard	42
2.4 Mesures probabilistes	43

3	Delay-at-Risk : une nouvelle mesure de la fiabilité	46
3.1	Définition de la mesure Delay-at-Risk	47
3.2	Méthodes d'estimation du <i>DaR</i>	48
3.2.1	Approche non-paramétrique	48
3.2.2	Approche paramétrique	49
3.2.3	Test de précision applicable au <i>DaR</i>	51
3.3	Quelques exemples de distribution du retard pour l'estima- tion du <i>DaR</i>	52
3.3.1	<i>DaR</i> sous l'hypothèse de la distribution Normale .	52
3.3.2	<i>DaR</i> sous l'hypothèse de la loi Log-Normale . . .	54
3.3.3	<i>DaR</i> sous l'hypothèse de la loi Log-Student	55
3.3.4	<i>DaR</i> sous l'hypothèse de la loi de Weibull	56
4	Analyse de la fiabilité du transport collectif de Paris à Montpellier .	57
4.1	Caractéristiques du temps de transport	58
4.1.1	Recueil des données	58
4.1.2	Description statistique des données sur les temps de transport	63
4.2	Estimation du <i>DaR</i> pour le transport collectif	70
4.2.1	Transport ferroviaire	70
4.2.2	Transport aérien	76
4.3	Résultats de la fiabilité	81
5	Conclusion	84
2	Valorisation monétaire de la fiabilité du temps de transport	87
1	Introduction	89
2	État de l'art de la modélisation de la fiabilité du temps de transport	93
2.1	Approche moyenne-variance	93
2.2	Approche schedule delay	97
2.3	Approche mean lateness	108

3	Valeurs monétaires de la fiabilité du temps de transport issues de la littérature	111
3.1	Choix du mode de transport	111
3.2	Choix de l'itinéraire	114
3.3	Choix des horaires	120
3.3.1	Transport routier	120
3.3.2	Transport collectif	122
4	Cadre théorique intégrant l'attitude à l'égard de la fiabilité du temps de transport	124
4.1	Définition et hypothèses du modèle	125
4.1.1	Temps de transport aléatoire	125
4.1.2	Préférences des individus	126
4.1.3	Dominance stochastique d'ordre 1	127
4.2	Attitude à l'égard du risque sur le temps de transport	129
4.3	Prudence à l'égard du temps de transport	135
4.4	Valeur du temps : une nouvelle définition impliquant la fiabilité	138
4.5	Nouvelles approches de valorisation de la fiabilité du temps de transport	144
4.5.1	Prime de fiabilité	144
4.5.2	Valeur de la fiabilité	146
4.6	Discussion des formes fonctionnelles pour l'étude de la fiabilité du temps de transport	150
4.6.1	Fonction d'utilité linéaire	150
4.6.2	Fonction d'utilité logarithmique	151
4.6.3	Fonction d'utilité quadratique	154
4.6.4	Fonction d'utilité exponentielle négative	156
4.6.5	Fonction d'utilité puissance	158
5	Application empirique	167

5.1	Recueil des données sur les choix individuels	167
5.2	Présentation de notre enquête en préférences déclarées . . .	170
5.2.1	Choix des attributs et de leurs niveaux	170
5.2.2	Construction du design	171
5.2.3	Données issues de l'enquête	173
5.3	Estimations économétriques de la fiabilité du temps de trans- port	176
5.3.1	Approche moyenne-variance	176
5.3.2	Approche avec prise en compte de l'attitude à l'égard de la fiabilité	178
6	Conclusion	183
3	Intégration de la fiabilité dans le calcul économique public	186
1	Introduction	188
2	Surplus des usagers : de ses fondements théoriques à son utiliza- tion en économie des transports	192
2.1	Fondements théoriques : du surplus de Dupuit-Marshall aux variations compensatrices et équivalentes	192
2.2	Coût généralisé de déplacement et surplus des usagers . . .	198
2.3	Méthode du <i>logsum</i>	201
3	Prise en compte de la fiabilité du temps de transport : un point sur les pratiques actuelles	205
3.1	Tour d'horizon des recommandations dans le monde	205
3.2	Focus sur les recommandations françaises	210
4	Effet de diffusion des gains de fiabilité	218
4.1	Situation de référence	219
4.2	Présentation des projets d'investissement	224
4.2.1	Projet "gain de temps"	224
4.2.2	Projet "gain de fiabilité"	227

4.3	Comparaison des projets d'investissement en termes de surplus des usagers	229
5	Évaluation du surplus des usagers en pratique	234
5.1	Conversion de la <i>VOR</i> : deux méthodes	235
5.2	Simulations numériques	238
5.2.1	Spécifications numériques de la situation de référence et des projets d'investissement	238
5.2.2	Approche moyenne-variance	240
5.2.3	Approche intégrant la préférence à l'égard de la fiabilité	245
6	Conclusion	249
	Conclusion générale	252
	Annexes	258
A	Estimation des paramètres de la distribution Log-Student avec l'algorithme EM	260
B	Estimation du <i>DaR</i> sous l'hypothèse de la distribution Weibull	262
C	Preuve de la proposition 1	263
D	Preuve de la proposition 2	264
E	Preuve de la proposition 3	264
F	Preuve de la proposition 4	266
G	Preuve de la proposition 5	266
H	Preuve de la proposition 6	268
I	Preuve de la proposition 7	269
J	Preuve de la proposition 8	270
K	Preuve de la proposition 9	271
L	Preuve de la proposition 10	271
M	Preuve de la proposition 11	272
N	Preuve de la proposition 12	272

O	Preuve de la proposition 13	273
P	Tarifs de la SNCF	274
Q	Présentation des 50 scénarios de l'enquête en préférences déclarées	275
R	Présentation du questionnaire socio-économique	280
S	Valeurs tutélaires du temps de transport	280
Bibliographie		283

Introduction générale

Les retards, les embouteillages, les correspondances ratées sont des conséquences visibles du manque de fiabilité du temps de transport qui freinent la mobilité. Tous les individus ont besoin de se déplacer que ce soit pour des raisons professionnelles ou personnelles. Lors d'un déplacement, l'individu planifie le temps de transport nécessaire. Cette planification personnelle prend ses sources dans plusieurs éléments en fonction de l'individu, du motif de déplacement, du mode de transport utilisé. Si le déplacement est un trajet habituel, l'utilisateur se base alors sur sa propre expérience. Lors de trajet en transport collectif (e.g. train, métro, tramway, avion), les horaires annoncés par l'opérateur de service en charge du mode permettent de connaître le temps de transport. Pour le mode routier, même si le trajet n'est pas habituel, il est possible, aujourd'hui, de déterminer le temps de transport grâce aux nombreux calculateurs d'itinéraire disponibles¹. Cependant, il arrive régulièrement que les temps de transport annoncés par l'opérateur ou planifiés par l'utilisateur ne soient pas respectés², se traduisant la plupart du temps par un retard et donc par un manque de fiabilité du temps de transport.

1. Il existe de nombreux calculateurs d'itinéraire disponibles sur Internet. Ils deviennent de plus en plus précis, certains intégrant les informations de trafic en temps réel (e.g. ViaMichelin). Nous ciblons le mode routier, or il existe des calculateurs pour d'autres modes de transport comme le transport fluvial. Cependant, les déplacements des individus sont majoritairement effectués par le mode routier, ferroviaire et aérien.

2. Dans certains cas, les anticipations des usagers sont inadéquates en prévoyant un temps de transport trop faible pour réaliser le trajet. Cependant, dans le cadre des modes de transport qui annoncent leurs horaires, les individus se basent sur les informations fournies par les opérateurs. Par conséquent, il est peu vraisemblable que les usagers aient des anticipations inadéquates.

Le manque de fiabilité du temps de transport est imputable à plusieurs facteurs. L'ensemble de ces facteurs, que nous explicitons par la suite, agit sur la distribution du temps de transport en introduisant un risque sur le temps de transport. Ce risque correspond donc au manque de fiabilité du temps de transport. Pour les modes de transport de voyageurs les plus utilisés (i.e. route, fer et aérien), nous identifions huit principaux facteurs au regard de la littérature (e.g. Van Lint et al., 2008 ; DGAC, 2010), ainsi que de l'étude de l'infrastructure nécessaire à chaque mode :

- les incidents et accidents (e.g. pannes de véhicules, débris sur le réseau, accidents de personnes) ;
- les travaux (e.g. maintenance du réseau) ;
- les mouvements sociaux (e.g. grève, manifestations) ;
- les dispositifs de contrôle de la circulation et de sécurité (e.g. la signalisation) ;
- les conditions météorologiques, englobant à la fois les catastrophes naturelles, mais également, les variations météorologiques liées aux saisons (e.g. la neige, la pluie, la chaleur) ;
- les enchainements des rotations lors de la réutilisation d'un train, d'un avion, d'un autocar ;
- le comportement des usagers (e.g. oubli de bagage, malaise d'un individu, enregistrement tardif sur un vol) ;
- la fluctuation de la demande liée par exemple aux heures de pointe, aux départs en vacances, aux manifestations culturelles.

Bien évidemment, selon le mode de transport, et pour chacun des facteurs, il existe quelques spécificités. Par exemple, pour les dispositifs de contrôle de la circulation et de sécurité, chaque mode introduit des particularités propres à son infrastructure. Pour le mode routier, ces dispositifs prennent en compte l'ensemble de la signalisation (e.g. feux de signalisation) et les autorisations de circulation (e.g. les camions ne sont pas autorisés à circuler sur les autoroutes pendant les

week-ends³). Pour le mode ferroviaire, en plus de la signalisation, les éléments de sécurité à bord des trains (e.g. les procédures lorsque le signal d'alarme est déclenché) y sont associés. Enfin, pour le mode aérien, ce facteur intègre tous les contrôles obligatoires par les services de sûreté, de la douane et de contrôle du trafic aérien. Par conséquent, lors de la planification d'un déplacement, les individus sont en recherche d'informations sur le risque susceptible d'affecter leur temps de transport.

La mesure du risque affectant le temps de transport qui correspond donc à la mesure de la fiabilité du temps de transport intéresse l'ensemble des acteurs du marché des transports (i.e. les pouvoirs publics, les gestionnaires d'infrastructure, les opérateurs de service et les usagers). Au regard de la littérature (Lomax et al., 2003 ; Van Lint et al., 2008 ; OCDE, 2010), les mesures définies jusqu'à présent, sont principalement développées pour le transport routier afin de suivre et de mieux gérer le trafic. Ainsi, les mesures regroupées en quatre grandes catégories (i.e. mesures statistiques, de sécurité, *tardy trip* et probabilistes) se révèlent être des mesures à usage technique uniquement. Cette technicité les rend difficilement appropriables par les usagers qui sont pourtant demandeurs d'informations concernant la fiabilité, afin de mieux prévoir, anticiper, organiser leurs déplacements. De plus, pour les modes de transport collectif, les mesures de la fiabilité du temps de transport sont quasi-inexistantes. Au mieux, il est possible de trouver des indicateurs trop frustes fournissant uniquement le temps de transport moyen ou le retard moyen (AQST⁴, DGAC⁵). Si les informations basées sur des moyennes sont plus compréhensibles pour les usagers, elles ne sont,

3. Il existe des dérogations particulières avec l'arrêté du 28 mars 2006. Cet arrêté énonce les règles relatives à l'interdiction de circulation des véhicules de transport de marchandises. La règle générale est l'interdiction de circulation des véhicules de plus de 7,5 tonnes sur l'ensemble du réseau, les samedis et veilles de jours fériés à partir de 22 h jusqu'à 22 h, les dimanches et jours fériés. Cette règle générale accorde plusieurs dérogations en fonction du type de marchandises transportées : les animaux vivants, les denrées ou produits périssables, les produits agricoles, la presse, les installations nécessaires à une manifestation culturelle, etc.

4. AQST pour l'Autorité de la Qualité de Service dans les Transports.

5. DGAC pour Direction Générale de l'Aviation Civile.

en revanche, d'aucune efficacité pour rendre compte du risque sur le temps de transport. Ainsi, elles ne peuvent pas aider efficacement les usagers dans la planification de leurs déplacements. En effet, les modes de transport collectif sont soumis à des retards qui peuvent être importants, de plusieurs heures, mais qui, heureusement, se produisent rarement. Ce sont des risques qualifiés d'extrêmes en théorie financière, ils sont caractérisés par une faible probabilité d'apparition. L'ensemble de ces constats, nous amène à rechercher une mesure de la fiabilité du temps de transport applicable à l'ensemble des modes de transport de voyageurs et en particulier, aux modes de transport collectif et ne présentant pas les écueils évoqués ci-dessus. Par conséquent, cette mesure de la fiabilité du temps de transport doit rendre compte des risques extrêmes et dans le même temps, doit fournir des informations que tous les usagers peuvent comprendre et donc utiliser pour organiser et planifier leurs déplacements.

Intuitivement, la fiabilité peut être appréhendée comme un risque qui pèse sur le temps de transport. Dès lors qu'un risque est identifié, il est naturel de se référer à la théorie économique de la décision en univers risqué qui modélise le comportement des individus face à des situations de choix. Elle est particulièrement développée pour les situations où les décisions engagent des gains ou des pertes monétaires, autrement dit, lorsqu'il existe un risque monétaire pour l'individu. En particulier, en théorie de l'utilité espérée, la préférence des individus à l'égard des risques monétaires peut être caractérisée par la forme de la fonction d'utilité (i.e. risquophobe, neutre, risquophile). Les travaux d'Arrow (1965) et de Pratt (1964) analysent ces préférences individuelles et ils définissent, également, une prime de risque. La prime de risque est la disposition maximale à payer d'un individu, pour supprimer le risque. Ainsi, elle est le montant maximum qu'un individu risquophobe, qui est hostile au risque, est prêt à payer pour ne plus être soumis à un risque monétaire donné. En s'inspirant de la théorie économique de la décision en univers risqué et en assimilant la fiabilité à un risque sur le temps de transport, nous supposons qu'il existe une préférence individuelle à l'égard

de la fiabilité du temps de transport. D'une manière plus générale, nous cherchons à modéliser le comportement des individus face à des choix de transport (e.g. choix de modes, d'itinéraires) en prenant en compte la fiabilité du temps de transport lorsqu'elle s'exprime comme un risque affectant le temps de transport. La modélisation s'impose comme l'outil le plus approprié puisque c'est celui retenu pour la prévision des trafics qui est un élément clé des évaluations de projets d'investissement en infrastructure de transport.

Jusqu'à présent, lors de telles évaluations, les gains de temps constituent un des avantages essentiels pour les usagers. En France, le cadre théorique et les valeurs de références qui en découlent sont consensuels depuis le rapport Boiteux (2001). Cependant, ces analyses sont menées sur une base de temps de transport certain ne permettant pas la prise en compte explicite de la fiabilité du temps de transport. Afin d'étudier la fiabilité, il est nécessaire de relâcher l'hypothèse de temps de transport certain. Cette hypothèse ne cadre pas, en effet, avec la réalité des transports au quotidien, comme nous l'avons précisé avec la mise en évidence des facteurs induisant un manque de fiabilité du temps de transport. Ainsi, avec le relâchement de l'hypothèse de temps de transport certain, la fiabilité du temps de transport devient un objectif émergent des évaluations de projets. Cette recherche sur la fiabilité apparaît déjà dans les points à approfondir dans le rapport Boiteux (2001) dans lequel il est déjà fait mention de « *la valorisation des éléments de confort et de qualité de service (fiabilité, régularité, information, sécurité, etc.) notamment pour le transport collectif* ».

Lors de l'évaluation de projet d'investissement en infrastructure de transport se pose la question des gains de temps et des gains de fiabilité. Par exemple, entre Nîmes et Montpellier, la ligne ferroviaire est saturée. Il existe une seule voie de circulation à double sens. Par conséquent, en cas d'incident, il n'existe aucune solution de report du trafic. Cette ligne ferroviaire voit circuler à la fois le trans-

port de fret en provenance et à destination d'Espagne, les TER⁶ et les TGV⁷ de la ligne grande vitesse Méditerranée. Afin de résoudre ce problème de saturation, une nouvelle ligne ferroviaire de contournement de Nîmes et de Montpellier est en cours de construction dont la livraison est prévue en 2017. Typiquement, cet investissement est réalisé afin d'améliorer la fiabilité, et non, pour réduire le temps de transport. Le contournement va permettre de fluidifier le trafic en augmentant le nombre de sillons disponibles. Cet exemple montre que certains investissements vont privilégier les gains de fiabilité par rapport aux gains de temps. L'importance de la fiabilité dans les projets d'investissement en infrastructure de transport, en France, est appuyée et reconnue depuis la publication du rapport Mobilité 21 en juin 2013.

La commission dite Mobilité 21, présidée par Philippe Duron, a eu la lourde tâche de fournir des recommandations sur les investissements en infrastructure de transport à réaliser en priorité afin de répondre aux besoins de mobilité des individus. Eu égard à la situation économique actuelle en France induisant une rareté des fonds publics et compte tenu du développement actuel du réseau de transport qui se veut parmi les plus vastes d'Europe, cette commission insiste sur le fait que la rénovation et l'amélioration de l'existant doivent être une priorité. Elle affirme également que la rénovation et l'amélioration du réseau ont quasiment les mêmes effets en termes de mobilité, mais à moindre coût, par rapport à la construction de nouvelles infrastructures. Afin de classer les projets, la commission a pris en compte les contraintes budgétaires de l'agence de financement des infrastructures de transport en France (AFITF). Elle considère deux scénarios de financement. Le premier retient une enveloppe budgétaire comprise entre 8 et 10 milliards d'euro d'ici à 2030 en supposant des ressources constantes de l'AFITF. Le second prévoit une enveloppe budgétaire plus conséquente, comprise entre 28 et 30 milliards d'euro. Dans ce second scénario, l'augmentation des ressources

6. TER pour Transport Express Régional.

7. TGV pour Transport Grande Vitesse.

disponibles est liée à l'amélioration de la conjoncture économique, ainsi qu'à une augmentation des ressources propres de l'AFITF⁸. Ainsi, pour l'enveloppe budgétaire basse (i.e. de 8 à 10 milliards d'euro), parmi les neuf projets identifiés de première priorité, six d'entre eux concernent directement l'amélioration de la fiabilité du temps de transport. Le traitement des nœuds ferroviaires (e.g. Paris Gare de Lyon, Marseille, Lyon, Paris Saint-Lazare Mantes) apparaît comme une cible très largement prioritaire. Ces projets ont pour objectif d'améliorer la qualité du service ferroviaire ou de réduire la congestion routière par un report modal des usagers de la route vers le train en proposant un service ferroviaire plus fiable. Le rapport Mobilité 21 (2013) met en lumière l'importance de la fiabilité du temps de transport dans les évaluations de projets d'investissement en infrastructure de transport. Cependant, une difficulté essentielle demeure dans l'intégration de la fiabilité du temps de transport dans les évaluations de projets : quelle valeur monétaire de la fiabilité du temps de transport convient-il d'utiliser dans de tels projets ?

En effet, « l'évaluation socioéconomique des projets a pour objet d'apprécier l'intérêt de chaque projet pour l'ensemble de la collectivité nationale et de permettre de hiérarchiser les différents projets en vue de leur réalisation. Pour cela, il faut d'abord recenser les agents de la collectivité nationale concernés. Il faut ensuite analyser les conséquences du projet pour chacune des catégories ainsi mises en évidence, puis évaluer ces conséquences en termes monétaires. Il faut enfin faire la balance entre les conséquences positives et les conséquences négatives. »(Rapport Quinet (2013), p. 12, septembre 2013).

Cette définition synthétique de l'évaluation socioéconomique des projets rappelle que pour réaliser une évaluation, il est nécessaire de convertir l'ensemble des coûts et des bénéfices associés au projet en termes monétaires. Intuitivement, la fiabilité du temps de transport représente principalement un avantage pour les

8. Le rapport fait état de plusieurs dispositifs à discuter pour augmenter les ressources de l'AFITF (e.g. taxes locales spécifiques et temporaires, évolution du versement transport). Pour plus de détails, se référer au rapport de la commission Mobilité 21 (2013), paragraphe 5.4.1, p. 30 – 31.

usagers. Il est plus évident de chercher à l'améliorer plutôt que de la détériorer. Comme pour les gains de temps, il faut déterminer les valeurs monétaires associées aux gains de fiabilité du temps de transport. Le rapport Quinet (2013) fournit, pour la première fois en France, une méthodologie visant à valoriser les gains de fiabilité du temps de transport. Sans rentrer dans les détails, cette méthode différencie le mode routier, des modes de transport collectif. Pour les modes collectifs, elle sépare les déplacements urbains et interurbains. Cependant, la méthode sous-jacente reste identique, un facteur multiplicatif s'applique afin de convertir les gains de fiabilité en temps de transport. Cette conversion autorise l'utilisation des valeurs du temps de transport associées à chaque mode et motif de déplacement. La valeur du facteur multiplicatif est issue d'une revue de la littérature (Markovich et al., 2009) ce qui implique qu'il n'y a pas eu d'études spécifiques et véritablement comportementales en France pour déterminer la valeur monétaire de la fiabilité du temps de transport. Dans ce rapport, la disposition à payer des individus pour améliorer la fiabilité dépend directement des valeurs de référence associées au gain de temps. Par conséquent, la recherche d'une méthode de valorisation monétaire de la fiabilité du temps de transport intégrable dans les analyses socioéconomiques reste un enjeu fondamental. Un des objectifs de notre travail est donc de déterminer la disposition à payer des individus pour améliorer la fiabilité. Cette dernière doit être indépendante de la valeur du temps et idéalement, basée sur la préférence individuelle à l'égard de la fiabilité. Ainsi, avec une valeur monétaire propre à la fiabilité, les gains liés à l'amélioration de la fiabilité et ceux liés aux gains de temps de transport deviennent séparables dans les évaluations socioéconomiques et en particulier dans le calcul du surplus des usagers.

L'évaluation socioéconomique est un outil d'aide à la prise de décisions concernant les investissements en infrastructure de transport à réaliser. Lors d'évaluations en pratique, plusieurs variantes d'un même projet peuvent être analysées, mais elles peuvent également servir à hiérarchiser plusieurs projets différents, au-

trement dit l'ordre dans lequel réaliser les projets sur l'ensemble du territoire. Le critère retenu pour arbitrer entre les projets est la valeur actualisée nette (VAN-SE⁹) dont il est possible de déduire d'autres critères de rentabilité comme le taux de rentabilité interne (TRI¹⁰). La VAN-SE se détermine à partir de l'ensemble des surplus des acteurs intervenant dans le projet analysé. Ainsi, les usagers sont une part entière de la détermination de la VAN-SE à travers le surplus qu'ils retirent de la réalisation de l'investissement. Dans la mesure où il existe peu ou pas d'analyse socioéconomique française prenant en compte ce nouvel avantage pour les usagers, un autre objectif de notre travail est de caractériser l'impact de la fiabilité dans la détermination du surplus des usagers.

Cette thèse s'inscrit dans un cadre microéconomique. Elle traite de la fiabilité du temps de transport du point de vue des usagers en posant trois problématiques de recherches :

- Comment mesurer la fiabilité du temps de transport afin que l'ensemble des modes de transport de voyageurs puisse utiliser la même mesure et dans le même temps, qu'elle reste compréhensible pour les usagers ?
- Quelle est la disposition à payer des usagers pour améliorer la fiabilité du temps de transport ? Plus qu'une simple valeur monétaire, comment prendre en compte les préférences des usagers à l'égard de la fiabilité du temps de transport dans la détermination de cette valeur ?
- Dans le cadre des évaluations socioéconomiques, quel est l'impact de l'intégration de la fiabilité du temps de transport sur le surplus des usagers ? En particulier, les gains de fiabilité sont-ils plus importants par rapport à des gains de temps de transport ?

9. Valeur actualisée nette - socioéconomique ou bénéfice actualisée est la somme des avantages positifs et négatifs résultant d'un projet, actualisés à une année de référence à l'aide du taux d'actualisation, évalués dans le cadre d'une analyse coût-bénéfice (Rapport Quinet (2013), p. 331).

10. Le taux de rentabilité interne (TRI) pour la collectivité est le taux d'actualisation pour lequel le flux des coûts et des bénéfices du projet considéré a une valeur actualisée nette socioéconomique égale à zéro (Rapport Quinet (2013), p. 330).

Cette thèse se compose de trois chapitres, chacun traite d'une des problématiques exposées en essayant d'apporter une réponse théorique et une illustration empirique. Les résultats empiriques sont des illustrations issues des modes de transport collectif, en particulier du transport ferroviaire. Ces dernières permettent de montrer le caractère opérationnel de nos résultats théoriques. Cette appariement entre les aspects théoriques et leur validation empirique est un des éléments clé de cette thèse. Il est difficilement envisageable de traiter d'un sujet comme la fiabilité du temps de transport qui connaît tant d'applications et d'implications pratiques en le déconnectant de la réalité.

Le chapitre 1 traite de la mesure de la fiabilité du temps de transport. Nous nous appuyons sur la littérature concernant la mesure de la fiabilité du temps de transport appliqué au mode routier (e.g. Lomax et al., 2003 ; Van Lint et al., 2008). La littérature distingue quatre types de mesures : les mesures statistiques, de sécurité, *tardy-trip* et probabilistes. Ainsi, nous nous interrogeons sur les modifications à apporter à ces mesures afin de pouvoir les utiliser dans le cadre du transport collectif. Les modes collectifs présentent la particularité d'annoncer leurs horaires. Nous remarquons que peu de mesures sont transférables ou alors, si tel est le cas, elles ne sont pas très pertinentes du point de vue des usagers. C'est dans cette optique que nous proposons une nouvelle mesure de la fiabilité du temps de transport, le *Delay-at-Risk (DaR)*. Le *DaR* permet de déterminer le retard maximum qu'un usager peut rencontrer lors d'un déplacement avec une probabilité donnée. Cette nouvelle mesure prend en compte les risques extrêmes qui sont également une caractéristique des modes de transport collectif. Nous définissons le *DaR* formellement et exposons les méthodes d'estimation permettant d'effectuer une analyse de la fiabilité du temps de transport entre Paris et Montpellier. Cette analyse de la fiabilité s'effectue pour le mode ferroviaire et aérien durant la période estivale 2012. Les données nécessaires sont issues d'un recueil effectué par nos soins pour le transport ferroviaire, tandis que les données aériennes sont issues d'une extraction réalisée au sein de l'aéroport de Montpellier-

Méditerranée. Grâce à ces données, nous déterminons empiriquement le *DaR*, ainsi que les autres mesures adaptées de la littérature spécifique au mode routier. Finalement, nous comparons la fiabilité du temps de transport en fonction des deux modes et selon les différentes mesures présentées tout au long de ce chapitre. Nous concluons à une fiabilité du temps de transport plus importante pour le transport aérien entre Paris et Montpellier par rapport au transport ferroviaire sur la période d'étude.

Le chapitre 2 traite de la valorisation monétaire de la fiabilité du temps de transport en proposant une nouvelle approche pour déterminer les dispositions à payer des individus pour améliorer la fiabilité. Dans un premier temps, nous ne pouvons nous soustraire à une revue de la littérature théorique et empirique concernant la fiabilité du temps de transport. Du point de vue théorique, nous présentons les trois approches qui dominent la modélisation de la fiabilité, tout d'abord, l'approche moyenne-variance (Jackson et Jucker, 1982), puis, l'approche *schedule delay* (Small, 1982) et enfin, l'approche *mean-lateness* (ATOC, 2005). La revue de la littérature empirique montre les implications de la prise en compte de la fiabilité dans les choix des individus. Nous différencions les choix de modes de transport, d'itinéraires et d'horaires comme la plupart des modèles de demande en transport. Ces revues de la littérature nous permettent de connaître les techniques actuelles pour valoriser monétairement la fiabilité (e.g. *VOR* pour *Value Of Reliability*, *RR* pour *Reliability Ratio*) qui sont des taux marginaux de substitution liant une mesure de la fiabilité (e.g. l'écart-type du temps de transport) et le coût du transport. De plus, nous remarquons que l'hypothèse qui stipule que la fiabilité est un risque sur le temps de transport est déjà admise par un certain nombre d'auteurs (e.g. Jackson et Jucker, 1982 ; Senna, 1994 ; De Palma et Fontan, 2001 ; Chen et al., 2002). Ces revues de la littérature nous incitent à développer un cadre théorique rigoureux qui intègre le comportement des individus à l'égard de la fiabilité du temps de transport. Ce cadre théorique nous permet de définir le concept de *reliability-proneness* traduisant une aversion à l'égard du risque sur

le temps de transport¹¹. Ainsi, nous lions le comportement de *reliability-proneness* aux relations de dominance stochastique et nous aboutissons même sur la notion de prudence. La notion de prudence n'est pas définie dans le cadre de l'économie des transports. Pourtant, ces deux notions (i.e. *reliability-proneness* et prudence) expliquent certains résultats empiriques comme la forme et l'évolution de la valeur du temps (*VTTs*) en fonction de la durée du trajet. À partir de notre approche intégrant la fiabilité du temps de transport, nous revisitons le concept de *VTTs* et, surtout, nous proposons deux nouvelles approches pour valoriser la fiabilité du temps de transport. Ces approches s'appuient sur le concept de prime de risque d'Arrow (1965) et de Pratt (1964). Nous obtenons une prime de fiabilité exprimée en unité de temps et une valeur de la fiabilité (*VOR*) exprimée en unité monétaire. Cette dernière détermine la disposition à payer d'un individu afin de fiabiliser totalement son déplacement. Puisque nous nous inspirons de la théorie de la décision en univers risqué, nous discutons plusieurs formes fonctionnelles standards en économie du risque et en économie des transports (e.g. linéaire, logarithmique, quadratique, exponentielle négative, puissance) afin de montrer les implications du choix de la forme fonctionnelle sur la *VTTs* et sur les valorisations de la fiabilité (prime de fiabilité et *VOR*). Nous concluons qu'il est préférable d'utiliser une forme puissance de type *Box-Cox* puisqu'elle est la plus flexible et n'introduit aucune hypothèse sur le comportement des individus à l'égard de la fiabilité ni sur le comportement de prudence. À l'issue de la définition de notre cadre théorique et de toutes les implications qui en découlent, nous proposons une application empirique. Elle se base sur une enquête en préférences déclarées. Cette enquête est calibrée pour du transport ferroviaire à longue distance. Le recueil des données a été réalisé entre juillet et novembre 2011. Grâce à ces données, nous estimons économétriquement à partir de modèles de choix discrets, les dispositions à payer des individus pour économiser du temps de

11. Une aversion à l'égard du risque sur le temps de transport correspond à une préférence pour la fiabilité du temps de transport.

transport et surtout pour améliorer la fiabilité du temps de transport. Ce chapitre a pour objectif de définir une approche originale qui reste implémentable en pratique. L'illustration empirique montre que notre prime de fiabilité, ainsi que la valeur monétaire de la fiabilité (*VOR*) définies comme des primes de risque donnent des résultats cohérents du point de vue du montant des dispositions à payer.

Le chapitre 3 aborde l'impact de l'intégration de la fiabilité du temps de transport dans le surplus des usagers. Nous rappelons les méthodes de détermination du surplus des usagers. Ensuite, nous exposons les pratiques actuelles en matière de fiabilité du temps de transport préconisées par les différents ministères des transports à travers le monde. Nous expliquons plus précisément les recommandations françaises issues du rapport Quinet (2013). Après ce tour d'horizon, nous proposons de discuter un cas simple d'un réseau de transport linéaire de type ferroviaire afin de montrer l'existence d'un effet de diffusion plus large lié à l'amélioration de la fiabilité du temps de transport. Par souci de cohérence, nous nous attachons à représenter un réseau ferroviaire afin d'utiliser les valeurs monétaires définies dans le chapitre 2 lors du calcul du surplus des usagers. Du point de vue théorique, nous comparons deux projets, l'un réduisant le temps de transport et l'autre améliorant la fiabilité du temps de transport. Ainsi, nous déterminons des conditions liant la *VTTs*, la *VOR*, ainsi que les niveaux de trafics initiaux et leurs sensibilités. Ces conditions permettent de mettre en avant les bénéfices plus importants qui peuvent être retirés par l'ensemble des usagers lorsqu'un projet améliorant la fiabilité est réalisé par rapport à celui réduisant les temps de transport. Nos résultats sont notamment exprimés sous la forme du rapport de la *VTTs* et de la *VOR*, ce qui est communément nommé le ratio de fiabilité. Finalement, nous proposons une illustration empirique permettant à la fois d'implémenter les valeurs déterminées dans le chapitre précédent et donc notre approche intégrant les préférences à l'égard de la fiabilité, et de montrer que même si les gains de fiabilité peuvent être moins importants que les gains

de temps. Les gains de fiabilité ne sont tout de même pas négligeables dans la détermination du surplus des usagers.

Chapitre 1

Mesure de la fiabilité du temps de transport

Sommaire

1	Introduction	17
2	Adaptation des mesures usuelles de la fiabilité au transport collectif	21
3	Delay-at-Risk : une nouvelle mesure de la fiabilité	46
4	Analyse de la fiabilité du transport collectif de Paris à Montpellier	57
5	Conclusion	84

Liste des acronymes

AQST	Autorité de la Qualité de Service dans les Transports
BI	<i>Buffer Index</i> - Indice de temps de sécurité
BT	<i>Buffer time</i> - Temps de sécurité
CDG	Aéroport Roissy - Charles de Gaulle
CPO	Condition de Premier Ordre
DaR	<i>Delay-at-Risk</i>
DGAC	Direction Générale de l'Aviation Civile
HCM	<i>Highway Capacity Manual</i>
MI	<i>Misery index</i>
OD	Origine-Destination
PI	<i>Performance Index</i> - Indice de performance
PTI	<i>Planning Time Index</i> - Indice de planification
PV	Pourcentage de Variation
SNCF	Société Nationale des Chemins de Fer
TGV	Train Grande Vitesse
TTW	<i>Travel Time Window</i> - Intervalle de temps de transport
UI	<i>Unreliability Index</i> - Indice de non-fiabilité
VaR	<i>Value-at-Risk</i>
VI	<i>Variability index</i> - Indice de variabilité
VR	<i>Violation Rate</i> - Taux de violation

1 Introduction

La mesure de la fiabilité du temps de transport préoccupe l'ensemble des acteurs du marché du transport (i.e. les pouvoirs publics, les gestionnaires d'infrastructures, les opérateurs de service et les usagers) pour des raisons différentes. Les pouvoirs publics, en finançant la totalité ou une partie des investissements en infrastructures de transport, souhaitent une fiabilité importante afin d'améliorer les échanges et la mobilité des individus. Pour les gestionnaires d'infrastructure, l'analyse de la fiabilité, qui passe nécessairement par sa mesure, permet d'identifier les portions du réseau qui connaissent le plus de difficultés, d'en identifier les sources, ceci afin d'améliorer la performance de leurs réseaux. Les opérateurs de service désirent également connaître leur performance. Ils utilisent les mesures de la fiabilité pour fournir des informations précises aux usagers concernant les temps de transport et surtout leurs variations. Pour ces trois premiers acteurs, la mesure de la fiabilité converge finalement vers l'intérêt des usagers. Enfin, pour les usagers, les mesures de la fiabilité du temps de transport sont des outils précieux d'aide à la décision lorsqu'il s'agit de planifier un déplacement et même pendant celui-ci, en particulier pour les trajets nécessitant des correspondances ou des changements de modes.

La convergence des mesures de la fiabilité du temps de transport en tant qu'outils de communication et d'information au service des usagers se confirme pour les modes de transport collectif à travers des règlements spécifiques au mode aérien, ainsi qu'au mode ferroviaire. Le règlement du Parlement européen et du Conseil du 11 février 2004 (CE n° 261/2004) établit les règles communes au transport aérien en matière d'indemnisation et d'assistance des passagers en cas de refus d'embarquement ou de retard important d'un vol. Il fournit les montants des indemnisations octroyées dans ces cas. Un retard important se définit en fonction de la distance. Il est de 2 heures ou plus pour les vols de maximum 1 500 kilomètres ; de 3 heures ou plus pour les vols intracommunautaires de plus

de 1 500 kilomètres et tous les vols dont la distance est comprise entre 1 500 et 3 500 kilomètres ; et de plus de 4 heures pour tous les autres vols qui ne rentrent pas dans les définitions précédentes. De plus, la DGAC¹ publie chaque année un rapport sur la ponctualité aérienne des principaux aéroports en France métropolitaine. Quant au transport ferroviaire, il est régi par le règlement du Parlement européen et du Conseil concernant les droits et les obligations des passagers ferroviaires d'octobre 2007 (CE n° 1371/2007). Ce règlement établit les droits et les obligations qui incombent aux usagers et aux opérateurs de service afin d'améliorer l'efficacité et l'attrait de ce mode pour les voyageurs. Parmi les nombreux droits et obligations, l'information des usagers sur la qualité du service offert, la publication d'un rapport annuel et les compensations octroyées aux usagers en cas de retard sont directement liées aux questions de la fiabilité du temps de transport et, en particulier, de sa mesure. De plus, l'AQST² a pour mission de fournir des informations sur la qualité des transports en grande partie basées sur des indicateurs de ponctualité en France pour tous les modes de transport.

Ces règlements européens (CE n° 261/2004 ; CE n° 1371/2007), ainsi que les différents organismes en charge de fournir des indicateurs de ponctualité (e.g. ASQT, DGAC) appuient l'importance des mesures de la fiabilité du temps de transport. Dans la littérature concernant les mesures de la fiabilité du temps de transport, il n'est pas évident de trouver une mesure satisfaisante pour les modes de transport collectif. Actuellement, les mesures utilisées sont essentiellement basées sur des indicateurs de moyenne. Or, Börjesson et Eliasson (2011) montrent que, pour le transport ferroviaire, une mesure basée sur le retard moyen des trains peut être trompeuse et ne traduit pas la réalité de ce mode de transport. Les auteurs supposent que, sur deux lignes ferroviaires particulières, 10 % des trains ont

1. La Direction Générale de l'Aviation Civile (DGAC) a pour mission de garantir la sécurité et la sûreté du transport aérien.

2. L'Autorité de la Qualité de Service dans les Transports qui a vu le jour en 2012 veille à l'amélioration de la qualité du service, notamment la régularité et la ponctualité dans les transports de voyageurs et à la qualité de l'information diffusée aux voyageurs en situation normale comme en situation dégradée ou perturbée. (Source : www.qualitetransports.gouv.fr)

10 minutes de retard sur la première et 2 % des trains ont 50 minutes de retard sur la deuxième. Sur ces deux lignes ferroviaires, le retard moyen est d'une minute par train. Cependant, subir 10 minutes ou 50 minutes de retard n'est certainement pas équivalent. Cet exemple se décline facilement pour un train en particulier en considérant plusieurs jours de circulation. Les auteurs mettent en lumière l'insuffisance de l'utilisation de la moyenne des retards comme mesure de la fiabilité du temps de transport. Les caractéristiques du transport ferroviaire expliquent le caractère trompeur des mesures basées sur la moyenne. En effet, ce mode se caractérise par de faibles retards fréquents et des retards très importants avec une fréquence limitée. Cette disparité dans la distribution des retards n'est pas prise en compte avec un calcul de moyenne. Nous sommes donc incités à déterminer une mesure de la fiabilité spécifique aux modes de transport collectif en nous tournant vers les mesures de risques de valeurs extrêmes existantes dans la littérature financière. Nous proposons une nouvelle mesure, le *Delay-at-Risk* (*DaR*) qui est une transposition de la *Value-at-Risk* (*VaR*) au domaine du transport. Le *DaR* permet de déterminer le retard maximum qu'un usager peut rencontrer lors d'un déplacement avec une probabilité donnée.

Ce chapitre s'articule autour de quatre sections. La section 2 présente les mesures de la fiabilité du temps de transport issues de la littérature. Cette présentation se base sur la classification usuelle des mesures que nous retrouvons notamment avec Lomax et al. (2003) et Van Lint et al. (2008) avec quatre catégories : les mesures statistiques, les mesures de sécurité, les mesures *tardy trip* et les mesures probabilistes. Ces différentes mesures sont développées pour évaluer la performance du réseau autoroutier aux États-Unis afin d'identifier les phases de congestion. Cependant, elles ne sont pas utilisées pour les modes de transport collectif (e.g. transport ferroviaire, transport aérien). Par conséquent, outre la présentation formelle de chaque mesure, nous proposons des modifications nécessaires afin de les utiliser dans le transport collectif. En effet, il est nécessaire d'apporter certaines transformations aux mesures existantes afin de les utiliser pour le trans-

port collectif puisque ce dernier connaît des caractéristiques particulières comparé aux transports individuels routiers. La différence majeure provient du choix des horaires par les usagers impliquant une différence notable pour le concept de fiabilité du temps de transport. Pour le transport individuel routier, les usagers restent libres de choisir leur heure de départ. Sur chaque trajet, un usager va avoir une idée du temps de transport nécessaire pour réaliser son trajet. Tandis qu'avec les modes de transport collectif, les usagers ont le choix parmi un ensemble d'horaires proposé par les opérateurs de service et, de plus, connaissent le temps de transport qui est donné par l'opérateur de transport. Dans ce cas, la fiabilité du temps de transport se résume à la ponctualité, donc au respect des horaires indiqués. La section 3 présente notre nouvelle mesure de la fiabilité du temps de transport, le *DaR*. Nous définissons le *DaR* formellement. Puis nous exposons les méthodes d'estimation usuelles afin de calculer empiriquement cette mesure et présentons quelques cas particuliers de l'estimation du *DaR* à appliquer au transport collectif. La section 4 fournit une analyse de la fiabilité du temps de transport pour l'origine-destination (OD) Paris-Montpellier dans les deux sens de circulation pour les modes de transport collectif (i.e. train et avion). Nous présentons également les données nécessaires à cette analyse permettant d'appliquer l'ensemble des mesures de la fiabilité du temps de transport, celles issues de la littérature et le *DaR*. La section 5 conclut.

2 Adaptation des mesures usuelles de la fiabilité au transport collectif

Nous présentons l'ensemble des mesures de la fiabilité du temps de transport issues de la littérature. Nous gardons la classification usuelle établie par Lomax et al. (2003) et Van Lint et al. (2008) constituée des mesures statistiques, des mesures de sécurité, des mesures *tardy-trip* et des mesures probabilistes. La plupart des mesures combine des concepts statistiques élémentaires (e.g. la moyenne, l'écart-type, la médiane) afin de créer de nouvelles mesures de la fiabilité du temps de transport. Après les avoir présentées comme elles sont utilisées dans le transport routier, nous identifions les modifications à apporter pour les appliquer au transport collectif. Ce dernier se caractérise par des horaires annoncés et à respecter.

2.1 Mesures statistiques

Les mesures statistiques de la fiabilité du temps de transport sont les plus nombreuses et permettent de décrire la variabilité du temps de transport. Ces mesures se calculent généralement pour une OD particulière, mais peuvent être déclinées pour un véhicule ou un horaire particulier sur une OD et une période de temps donnée (e.g. semaine, mois, année).

2.1.1 Écart-type du temps de transport

La première mesure est l'écart-type en tant que mesure de la variabilité du temps de transport. L'écart-type est souvent utilisé dans d'autres mesures de la fiabilité du temps de transport présentées dans la suite.

L'écart-type mesure la dispersion ou l'étalement d'un ensemble de valeurs autour d'une valeur de référence³ :

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})^2} \quad (1)$$

avec t_i le temps de transport effectif et \bar{t} le temps de transport de référence (e.g. le temps de transport moyen, la médiane du temps de transport, le temps de transport annoncé par un opérateur) et n le nombre d'observations (e.g. le nombre de véhicules, de jours, d'individus). La définition exacte de n dépend de l'analyse de la fiabilité attendue ainsi que du mode de transport.

L'écart-type s'applique à l'ensemble des modes de transport de voyageurs. Néanmoins, le mode de transport analysé conditionne le temps de référence à utiliser pour déterminer l'écart-type. Pour un même mode, plusieurs temps de référence sont applicables. Il faut donc porter une attention particulière à l'interprétation de cette mesure.

Afin d'illustrer l'écart-type, ainsi que les autres mesures, nous supposons une OD fictive où les temps de transport rencontrés sont présentés dans le tableau 1.1.

Tableau 1.1 – Exemple de temps de transport sur une OD

n	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
t_i	20	30	25	55	20	35	20	45	20	40

Notations : t_i est le temps de transport effectif exprimé en minutes pour cette OD et n est le nombre d'observations (e.g. des jours, des usagers, etc.). Ces observations sont arbitraires, et ne correspondent à aucune donnée réelle.

3. Lomax et al. (2003) proposent l'estimateur de l'écart-type du temps de transport :

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})^2}$$

Dans le cadre du transport routier, le temps de transport moyen n'est pas connu, par conséquent il est estimé. Comme le temps de transport moyen est estimé, l'estimateur de l'écart-type perd un degré de liberté. Quand le nombre d'observations n est grand, l'écart-type calculé avec n ou $(n - 1)$ observations ne fait pas apparaître de différences significatives en termes de résultat.

Pour le transport routier, l'écart-type se calcule généralement à partir du temps de transport moyen. À partir des observations du tableau 1.1, le temps de transport moyen est de 31 minutes et l'écart-type de 11,80 minutes. Il est possible de déterminer l'écart-type en fonction du temps de transport fluide ; autrement dit, du temps de transport correspondant aux limitations de vitesses autorisées et sans congestion. Ici nous considérons qu'il est de 20 minutes⁴. Dans ce cas, l'écart-type est de 16 minutes autour du temps de transport fluide. Cet écart-type est supérieur à celui déterminé avec le temps de transport moyen puisque ce dernier est supérieur au temps de transport fluide. Ces deux écarts-types n'ont pas la même interprétation pour la fiabilité du temps de transport. Celui déterminé avec le temps de transport moyen intègre, dans une certaine mesure, les phénomènes de congestion rencontrés par les usagers. Ainsi, il est plus proche des trajets habituels des usagers. Avec le temps de transport fluide, la congestion habituelle n'est pas prise en compte par l'écart-type. Ce dernier correspond donc à des conditions idéales de transport que les usagers n'ont pas nécessairement connues.

Cette mesure de la fiabilité du temps de transport s'applique aux autres modes de transport avec des modifications liées à leurs caractéristiques. Les opérateurs de transport des modes collectifs annoncent leurs horaires. Ainsi, la fiabilité peut être envisagée comme le respect des horaires annoncés, ce qui correspond à la ponctualité.

Dans le transport ferroviaire, l'opérateur annonce le temps de transport nécessaire pour relier une OD, ainsi que ses horaires ce qui implique qu'il ne peut pas être en avance⁵ puisque des usagers peuvent monter à chaque arrêt du train. La particularité du transport ferroviaire de ne pas pouvoir être en avance sur ses horaires implique que les mesures de la fiabilité déterminées sur le temps de trans-

4. Le temps de transport fluide pourrait être de 15 minutes dans notre exemple. Il a été choisi de manière arbitraire.

5. En réalité, un train peut être en avance, mais comme il ne peut pas partir en avance par rapport aux horaires annoncés par l'opérateur, le temps d'avance est négligeable. Par abus de langage, nous écrivons qu'un train ne peut pas être en avance par rapport aux horaires annoncés par l'opérateur.

port ou sur le retard (i.e. la différence entre l'heure effective d'arrivée et l'heure annoncée) donnent les mêmes résultats. L'écart-type du temps de transport ferroviaire déterminé à partir du temps de transport annoncé par l'opérateur comme référence noté \bar{t} dans l'équation (1) a la même valeur que l'écart-type du retard avec un retard de référence nul.

Dans le transport aérien, les opérateurs annoncent leur temps de transport ainsi que leurs horaires. Cependant, il existe une différence majeure avec le transport ferroviaire. Les opérateurs de transport aérien annoncent un temps supérieur à celui qui est effectivement nécessaire pour relier une OD afin de se prémunir contre le manque de ponctualité. Une conséquence directe est que les avions peuvent arriver en avance par rapport aux horaires annoncés par l'opérateur. Ainsi, l'écart-type doit être déterminé à partir du retard par rapport aux horaires annoncés, en considérant un retard nul comme référence. Le retard est la différence entre l'heure effective d'arrivée et celle annoncée par les opérateurs. Comme les avions peuvent être en avance, le retard est négatif quand l'heure effective d'arrivée est inférieure à celle prévue par l'opérateur. Le retard est positif quand l'heure d'arrivée effective est supérieure à celle qui était prévue par l'opérateur.

L'écart-type comme mesure de la fiabilité du temps de transport se base sur l'expérience des usagers ; autrement dit, sur les conditions de transport. Cette mesure permet de comparer simplement les modifications de la fiabilité sur une OD donnée au cours du temps. Si l'écart-type diminue, la fiabilité s'améliore et, inversement, s'il augmente, la fiabilité se détériore. L'écart-type est une mesure simple pour les théoriciens et les praticiens, mais pas forcément évidente à conceptualiser pour les usagers. Il est souvent intégré dans les modèles de choix individuels en transport autorisant l'élicitation des préférences des individus pour la fiabilité et débouchant sur une mesure monétaire de la fiabilité du temps de transport⁶.

6. Les modèles de valorisation monétaire de la fiabilité du temps de transport font l'objet du chapitre 2.

Cette mesure a tout de même l'inconvénient d'être sensible aux valeurs extrêmes et aux points aberrants au sens où des temps de transport très faibles ou très importants vont peser fortement sur cette mesure sans réellement fournir d'informations supplémentaires.

2.1.2 Centiles du temps de transport

Les différents centiles du temps de transport s'utilisent comme mesure de la fiabilité du temps de transport.

Pour un mode donné et un itinéraire spécifique, les centiles partagent l'étendue du temps de transport ou du retard en 100 intervalles de même effectif en ayant, au préalable, ordonné les temps par ordre croissant. Les centiles s'expriment en unité de temps (e.g. heure, minute, seconde). Généralement, c'est le 90^e noté t_{90} ou le 95^e noté t_{95} qui sont utilisés pour la fiabilité.

En utilisant les données du tableau 1.1 présenté plus haut, le 90^e centile du temps de transport est de 45 minutes. Cela implique que pour cette OD fictive, 10 % des trajets s'effectuent avec un temps de transport strictement supérieur à 45 minutes.

Les centiles se déterminent pour tous les modes de transport, sur les temps de transport effectif concernant la route et le rail, ainsi que sur les retards pour le rail et l'aérien. Dès lors que les temps de transport ou les retards sont connus, les centiles sont relativement simples à calculer. Cependant, ils mettent en exergue les plus mauvais temps de transport, ce qui peut biaiser l'information pour les usagers.

En pratique, les centiles sont calculés afin de déterminer d'autres mesures de la fiabilité du temps de transport et sont rarement utilisés seuls.

2.1.3 Intervalle de temps de transport

L'intervalle de temps de transport TTW pour *Travel Time Window* définit l'intervalle de temps de transport autour d'un temps de référence (e.g. la moyenne du temps de transport pour le mode routier) en utilisant l'écart-type du temps de transport :

$$TTW = \bar{t} \pm \sigma_i \quad (2)$$

avec \bar{t} le temps de transport de référence et σ_i l'écart-type du temps de transport tel que définit par l'équation (1) précédente.

Lorsque le temps de transport suit une loi normale de moyenne \bar{t} et d'écart-type σ , 68 % des temps de transport sont inclus dans l'intervalle de temps défini par le TTW . Avec la même hypothèse sur la distribution du temps de transport et en retenant plus ou moins deux écarts-types autour du temps de transport moyen, 95 % des temps de transport sont compris dans cet intervalle : $TTW_2 = \bar{t} \pm 2 \times \sigma_i$.

Les données du tableau 1.1 permettent de générer une loi normale de moyenne $\bar{t} = 31$ et d'écart-type $\sigma = 11,80$ représentée par la figure 1.1. D'après la mesure TTW , 68 % des trajets se réalisent entre 20 et 43 minutes.

La mesure TTW généralise la mesure de la fiabilité par l'écart-type du temps de transport. Par conséquent, les modifications à apporter à TTW pour le transport ferroviaire et aérien sont identiques à celles proposées pour l'écart-type.

TTW facilite la communication d'informations aux usagers puisque cette mesure permet de donner un intervalle de temps. Il semble raisonnable de penser que les usagers sont en mesure de comprendre une information du type : « sur votre trajet, votre temps de transport sera compris entre 20 et 43 minutes ».

La difficulté réside dans la détermination du niveau de fiabilité puisqu'il faut supposer une distribution statistique pour l'obtenir. Avec la loi normale, les niveaux de fiabilité sont connus. Or, cette loi n'est pas nécessairement la plus adap-

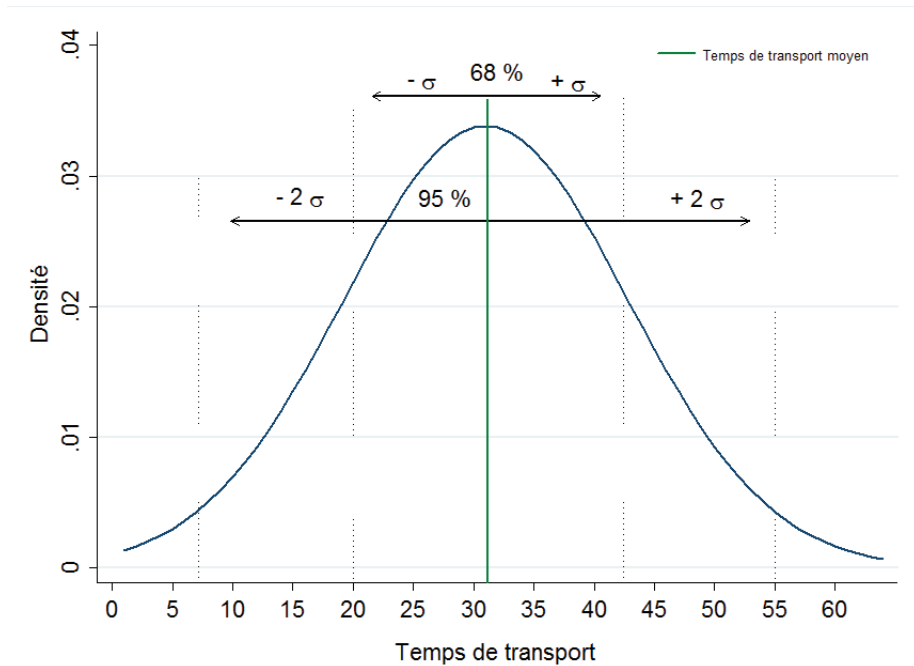


Figure 1.1 – Intervalle de temps de transport sous l’hypothèse d’une loi normale

tée pour les modes de transport collectif, notamment le transport ferroviaire qui ne peut pas être caractérisé par un temps de transport inférieur à celui annoncé par l’opérateur.

Néanmoins, l’information sous forme d’intervalle est un outil de communication simple et utile pour les usagers en dehors de toute considération de validité statistique.

2.1.4 Pourcentage de variation

Le département des transports californiens (Booz-Allen et Hamilton, Inc, 1998) préconise l’utilisation du pourcentage de variation PV pour la mesure de la fiabilité du temps de transport :

$$PV = \frac{\sigma_i}{\bar{t}} \times 100 \% \quad (3)$$

avec \bar{t} le temps de transport de référence (e.g. temps de transport moyen, temps de transport annoncé) et σ_i l'écart-type du temps de transport. Il exprime le pourcentage de variation constaté pour une OD.

Pour notre OD fictive, PV est égal à 38 %. Par conséquent le temps de transport moyen connaît une variation de 38 % tandis que le temps de transport fluide a une variation de 80 %⁷. Dans le contexte du transport aérien, pour déterminer les PV du retard et pour des raisons mathématiques évidentes, il faut prendre le retard moyen tout en s'assurant qu'il n'est pas nul. Nous obtenons ainsi la variation du retard moyen, ce qui n'est pas des plus pertinents pour l'analyse de la fiabilité du temps de transport, notamment pour le transport aérien où la fiabilité équivaut à la ponctualité.

En pratique, cette mesure n'est pas adaptée pour fournir des informations aux usagers. Cependant, PV est un indicateur de performance du réseau pour les gestionnaires d'infrastructure et les opérateurs de service. Comme cette mesure permet de comparer plusieurs itinéraires disponibles, des itinéraires multimodaux, elle est davantage utile pour les gestionnaires d'infrastructure et les opérateurs de service pour identifier la performance de leur réseau.

2.1.5 Indice de variabilité

Le transport de voyageurs et, en particulier, le mode routier se caractérise par des heures de pointe. Généralement deux périodes correspondant aux migrations alternantes (*commuting* en anglais) s'identifient, une de 7h à 9h et une autre de 17h à 19h. Pour une OD donnée, l'indice de variabilité VI prend en compte les variations des temps de transport lors de ces deux périodes :

$$VI = \frac{(t_{95} - t_{05})_{\text{en pointe}}}{(t_{95} - t_{05})_{\text{hors pointe}}} \quad (4)$$

7. Le temps de transport de référence choisi doit être utilisé pour le calcul de l'écart-type défini par l'équation (1).

expression dans laquelle t_{95} est le 95^e centile et t_{05} est le 5^e centile du temps de transport. La différence entre les deux centiles permet d'éliminer les valeurs extrêmes, c'est-à-dire les temps de transport les plus courts comme les plus longs. VI garde 80 % des déplacements et met en avant les variations qui surviennent entre ces deux périodes pour les usagers. Généralement VI est supérieur à 1, ce qui indique que les temps de transport sont plus variables en période de pointe par rapport à la période hors pointe. Si $VI \rightarrow 1$, cela signifie que les temps de transport en période hors pointe et aux heures de pointe sont confondus et que par conséquent, il existe une certaine fiabilité des temps de transport.

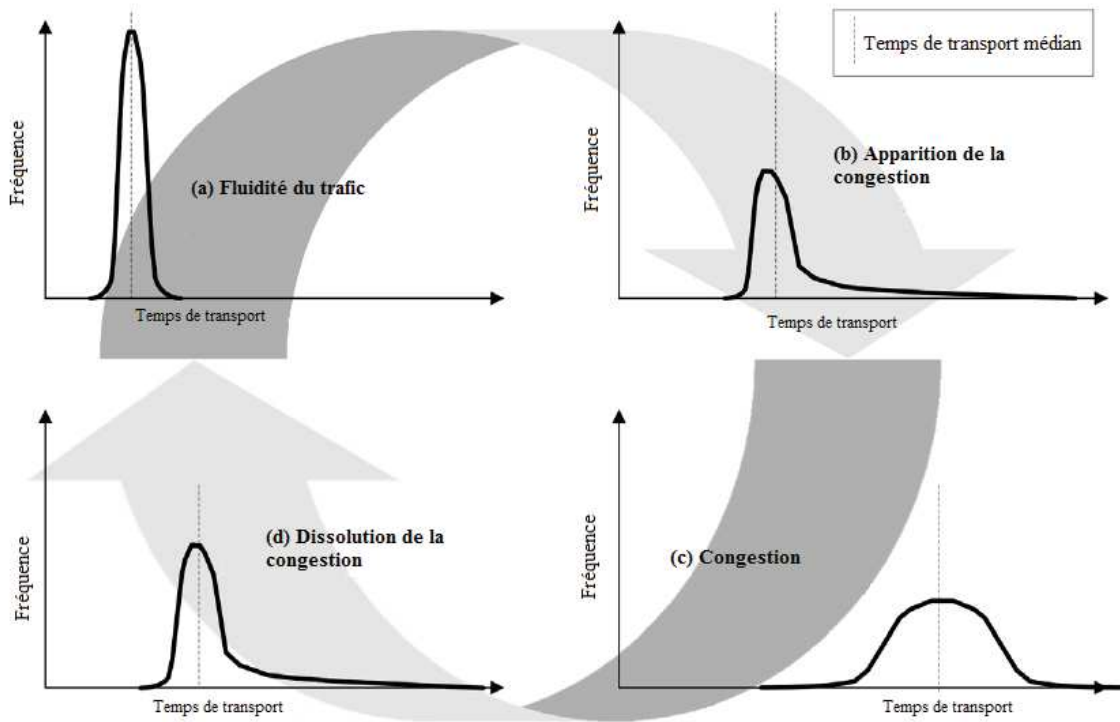
En pratique, les gestionnaires d'infrastructure et les opérateurs de service vont pouvoir suivre l'évolution de la variabilité du temps de transport routier entre les périodes de pointe et en dehors de celles-ci. De plus, ils peuvent informer les usagers, par exemple, de la manière suivante : « les trajets réalisés entre 7 h et 9 h le matin sont VI fois plus longs qu'après 9 h ».

L'indice de variabilité est difficilement applicable aux modes de transport collectif puisque les heures de pointe se caractérisent par un nombre d'usagers plus importants, mais pas nécessairement par une augmentation des temps de transport.

2.1.6 Indice de non fiabilité

Van Lint et al. (2005, 2008) constatent que les mesures basées sur la moyenne et la variance (ou l'écart-type) ne rendent pas compte de toutes les caractéristiques du temps de transport et, plus particulièrement, ne permettent pas d'identifier les phases de la congestion routière. La figure 1.2 montre les quatre phases de la congestion routière en donnant la forme des distributions du temps de transport pour chaque phase.

La phase (a) de fluidité du trafic, théoriquement le temps de transport rencontré par les usagers est très proche d'une même valeur ce qui se traduit par une



Source : Van Lint et al., 2008.

Figure 1.2 – Les phases de la congestion routière

faible variabilité. D'après les auteurs, le temps de transport de la phase (a) est représenté par une loi normale avec une probabilité importante d'obtenir le temps de transport médian⁸.

Ensuite, vient la phase (b) d'apparition de la congestion où le temps de transport augmente en se déplaçant vers la droite. Il apparaît donc une asymétrie de la distribution du temps de transport vers la droite, ainsi qu'une dispersion plus importante autour du temps de transport médian.

La phase (c) de congestion s'installe par la suite. Dans cette phase, le temps de transport médian se déplace encore vers la droite. La distribution du temps de

8. Le temps de transport médian est souvent retenu en substitution du temps de transport moyen, puisque le temps de transport médian est plus proche de l'expérience des usagers en partageant l'étendue des temps de transport en deux parts égales, alors que la moyenne est sensible aux valeurs aberrantes ou extrêmes.

transport se caractérise par une dispersion importante autour du temps de transport médian et une asymétrie à gauche par rapport à la distribution du temps de transport de la phase (b). Cela signifie que la probabilité d'obtenir un temps de transport court est plus faible.

Enfin, la phase (d) de dissolution de la congestion apparait. Cette dernière phase a les mêmes caractéristiques que la phase (b) d'apparition de la congestion.

Van Lint et al. (2005 ; 2008) proposent donc une mesure de non-fiabilité prenant en compte particulièrement l'asymétrie (*skew*) et la dispersion (*width*).

Tout d'abord, ils définissent un indicateur de l'asymétrie de la distribution du temps de transport noté λ_{skew} :

$$\lambda_{skew} = \frac{t_{90} - t_{50}}{t_{50} - t_{10}} \quad (5)$$

expression dans laquelle t_{10} est le 10^e centile du temps de transport, t_{50} est la médiane et t_{90} est le 90^e centile. Si λ_{skew} est supérieur à 1, alors la distribution du temps de transport est asymétrique à droite. Les phases (b) d'apparition de la congestion et (c) de dissolution de la congestion se caractérisent par $\lambda_{skew} > 1$. Si λ_{skew} est inférieur à 1, alors la distribution du temps de transport est asymétrique à gauche, ce qui est le cas de la phase (c) de congestion. Si λ_{skew} tend vers 1, alors la distribution du temps de transport est symétrique ce qui correspond à la phase (a) de fluidité du trafic.

Ensuite, Van Lint et al. (2005, 2008) proposent un indicateur de la dispersion de la distribution du temps de transport autour de la médiane noté λ_{var} :

$$\lambda_{var} = \frac{t_{90} - t_{10}}{t_{50}} \quad (6)$$

Ce ratio utilise les mêmes centiles du temps de transport que le ratio concernant l'asymétrie (λ_{skew}) défini par l'équation (5). Les auteurs retiennent la valeur de 0,1 pour λ_{var} afin de conclure sur la dispersion de la distribution du temps de

transport. Si λ_{var} tend vers 0,1, cela implique que la dispersion de 80 % des observations ($t_{90} - t_{10}$) est égale à $(0,1 \times t_{50})$ et que la dispersion du temps de transport autour de sa médiane est faible. Si λ_{var} est supérieur à 0,1, alors la distribution du temps de transport est dispersée autour de sa médiane (ce qui est le cas dans la phase (c) de congestion). Si λ_{var} est inférieur à 0,1, alors le temps de transport est fiable. Ce cas se présente dans la phase (a) de fluidité du trafic.

Grâce à ces deux indicateurs (i.e. λ_{skew} et λ_{var}), les quatre phases de la congestion sont identifiables :

- Phase (a) de fluidité du trafic : $\lambda_{skew} \rightarrow 1$ et $\lambda_{var} \leq 0,1$;
- Phase (b) d'apparition de la congestion et phase (d) de dissolution de la congestion : $\lambda_{skew} > 1$ et $\lambda_{var} \geq 0,1$;
- Phase (c) de congestion : $\lambda_{skew} < 1$ et $\lambda_{var} > 0,1$.

Enfin, Van Lint et al. (2005 ; 2008) associent ces deux indicateurs pour déterminer une mesure globale de non-fiabilité UI pour *unreliability index* :

$$UI_r = \begin{cases} \frac{\lambda_{var} \ln(\lambda_{skew})}{L_r} & \text{si } \lambda_{skew} > 1 \\ \frac{\lambda_{var}}{L_r} & \text{sinon} \end{cases} \quad (7)$$

avec L_r la distance en kilomètres, diviser par la distance permet de comparer des trajets différents en neutralisant l'effet distance puisqu'il faut naturellement plus de temps pour faire 100 kilomètres que 10 kilomètres. L' UI s'interprète comme la probabilité de subir un temps de transport supérieur à sa médiane.

Au regard des données du tableau 1.1, $\lambda_{skew} = 2,47$ et $\lambda_{var} = 0,94$. La distribution du temps de transport est donc asymétrique à droite et est fortement dispersée par rapport à la médiane. Par conséquent, $UI = 0,85$, ce qui signifie que la probabilité d'obtenir un temps de transport supérieur à la médiane (ici $t_{50} = 27,5$ minutes) est de 0,85 en considérant un trajet d'un kilomètre. Cet itinéraire n'est pas fiable sous ces conditions.

L' UI appliqué aux transports collectifs se détermine en fonction du retard. Ainsi, il permet de fournir des indications sur l'asymétrie et la dispersion des retards par rapport à leur médiane. Les interprétations restent identiques à celles proposées par Van Lint et al. (2005, 2008) sur les valeurs de λ_{skew} , λ_{var} et UI .

En pratique, cette mesure n'est pas facilement explicable aux usagers, même si elle représente un avantage pour le suivi de la fiabilité du temps de transport pour les gestionnaires d'infrastructure et les opérateurs de services. D'ailleurs, il est rare de trouver des applications empiriques de cette mesure hormis celles de Van Lint et al. (2005, 2008). Les auteurs la préconisent pour représenter visuellement la fiabilité sous forme de carte de fiabilité (*reliability maps*). La figure 1.3 est une carte de fiabilité générée à partir d' UI calculé sur l'autoroute A20 aux Pays-Bas selon l'heure de la journée pour tous les jours de la semaine.

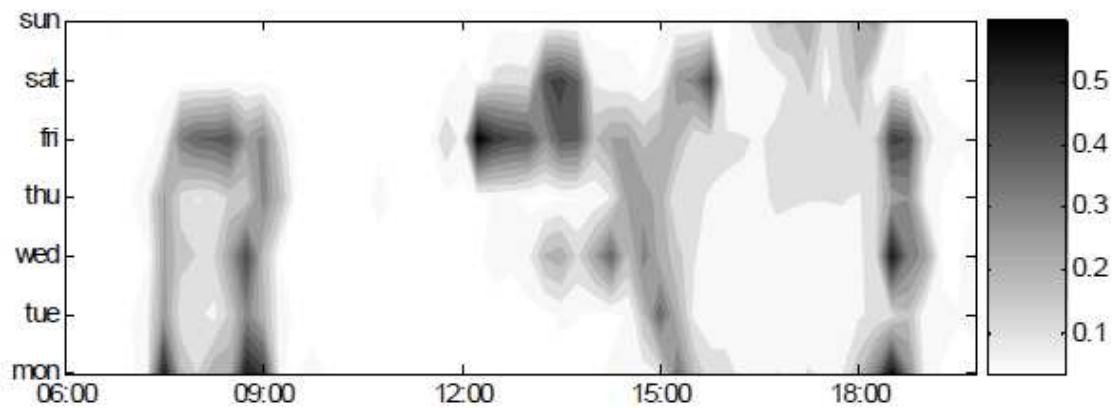
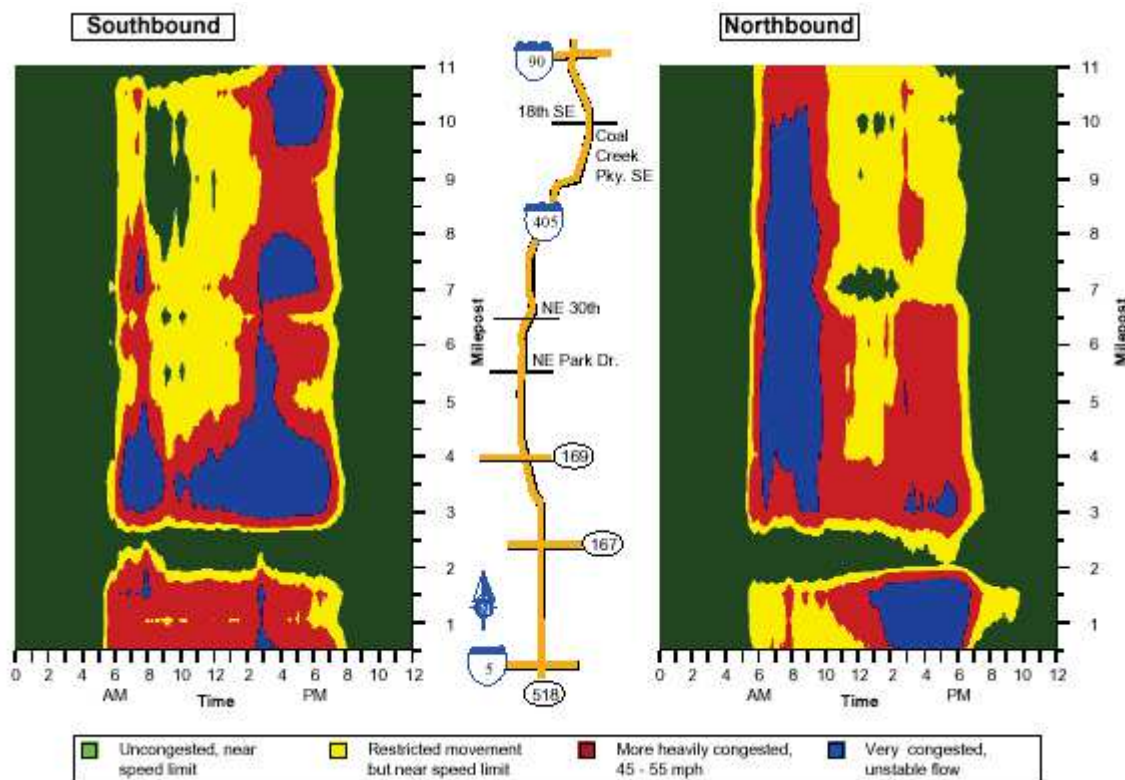


Figure 1.3 – Carte de fiabilité de l'autoroute A20 aux Pays-Bas selon le jour de la semaine et l'heure de la journée

Plus la zone est grise, plus la valeur de UI est élevée, donc la fiabilité est faible. Cette carte permet d'identifier visuellement les heures de pointe, par conséquent les périodes où la fiabilité est faible.

2.1.7 Représentation graphique de la fiabilité

L'analyse de la fiabilité du temps de transport amène à représenter certaines mesures (e.g. le pourcentage de variation, l'indice de variabilité, l'indice de non-fiabilité) sous forme de cartes colorées. Chaque couleur identifie un niveau de variabilité et, par conséquent un niveau de fiabilité constaté du temps de transport. La carte de fiabilité de Van Lint et al. (2005) est une forme de représentation de la fiabilité (voir figure 1.3), la *displaying variation* en est une autre.



Source : Lomax et al., 2003.

Figure 1.4 – *Displaying variation* de l'Interstate 405 en fonction de l'heure de la journée et de la distance

La figure 1.4 montre les niveaux de fiabilité de l'Interstate 405 dans l'État de Washington⁹ sur 11 miles (environ 17 kilomètres) à partir de l'entrée nord¹⁰ à la

9. L'Interstate 405 est une autoroute inter-états aux États-Unis qui contourne Seattle entre Lynwood au nord et Tukwila au sud.

10. I-5/WA 527 - Seattle/Portland

sortie sud¹¹ en fonction de l'heure de la journée sur les 11 sorties d'autoroutes que composent ce tronçon d'autoroute étudiée. Chaque couleur sur la carte indique un niveau de trafic. En vert, le trafic est fluide avec une vitesse proche des limitations autorisées, 70 miles par heure (environ 110 km/h). En jaune, les mouvements des véhicules sont restreints, cependant la vitesse est toujours proche de celle autorisée. En rouge, la congestion apparaît avec une diminution de la vitesse autour de 45 à 55 miles par heure (environ 70 à 90 km/h). Enfin, en bleu, la route est très congestionnée. Cette représentation fait bien apparaître les niveaux de congestion notamment aux heures de pointe. Elle indique également les portions de route où surviennent les plus grandes difficultés. Par exemple, dans le sens nord-sud entre la sortie 3 et 4 (Maple Valley et Renton), la route est quasiment toujours très congestionnée à partir de 6 h et jusqu'à 18 h.

Les cartes de fiabilité, tout comme la *displaying variation*, ne sont pas des mesures de la fiabilité du temps de transport, mais des illustrations visuelles de celle-ci et des niveaux de congestion en particulier. Tout l'intérêt de ces représentations réside dans l'identification des heures, des points de connexions, des jours, selon le niveau de précision souhaité à l'analyse, qui présentent les plus importants problèmes de congestion. En les identifiant, il est possible de mettre en place des stratégies (e.g. nouvel investissement) en vue d'améliorer la fiabilité du temps de transport sur le réseau routier.

Représenter les phases de la congestion pour le transport collectif n'a pas de sens. En revanche, en utilisant le retard, il est possible d'identifier les portions du réseau, les heures, les jours, les destinations, qui rencontrent le plus de difficultés afin d'en identifier les causes et d'améliorer la fiabilité. Cette question préoccupe plus largement les gestionnaires d'infrastructure, les opérateurs de service et les pouvoirs publics puisque contrairement aux usagers, ils peuvent agir di-

11. I-90 - Seattle Centre-ville/Spokane/Butte

rectement sur l'amélioration de la fiabilité notamment en réalisant des investissements en infrastructure.

Pour résumer, les mesures statistiques utilisent des concepts statistiques relativement élémentaires afin de décrire la variabilité du temps de transport qui traduit la fiabilité du temps de transport. La plupart des mesures développées dans le contexte routier s'appliquent au transport collectif dès lors que le temps de transport annoncé devient la référence pour la détermination des mesures, notamment pour le transport ferroviaire. Dans le cas du transport aérien, il est nécessaire de considérer le retard pour obtenir des mesures statistiques de la fiabilité correspondant à la ponctualité.

L'utilisation pratique des mesures statistiques est plus aisée pour les gestionnaires d'infrastructure et les opérateurs de transport puisque les usagers sont, à priori, peu coutumiers des notions statistiques sous-jacentes à ces mesures. Elles ont vocation à fournir des informations techniques concernant les variations du temps de transport ou du retard.

2.2 Mesures de sécurité

Les mesures de sécurité, plus connues sous le terme de *buffer*, évaluent le temps supplémentaire qu'un usager doit prévoir pour se prémunir en partie ou totalement contre l'incertitude sur les conditions de transport, autrement dit, sur la variabilité du temps de transport. Nous distinguons trois mesures : le temps de sécurité (*buffer time*), l'indice de temps de sécurité (*buffer index*) et l'indice de planification (*planning time index*). Elles permettent de déterminer des marges de sécurité à l'attention des usagers notamment.

Ces mesures s'utilisent comme mesure de la fiabilité du temps de transport routier. Plusieurs départements des transports aux États-Unis (e.g. départements des transports de Californie, de Floride, de Washington) les utilisent pour évaluer la performance de leur réseau routier.

Ce concept de temps de sécurité est également utilisé par les compagnies aériennes pour déterminer le temps de transport à annoncer aux usagers pour une OD particulière. En effet, les compagnies aériennes indiquent un temps de vol supérieur à celui effectivement nécessaire, surtout depuis le renforcement des règles d'indemnisation en cas de retard en Europe (Mayer et Sinai, 2003 ; Bilette de Villemeur et al., 2011).

2.2.1 Temps de sécurité

Le temps de sécurité BT pour *buffer time* indique le temps supplémentaire à prévoir en plus du temps de transport de référence pour être à l'heure dans 95 % des cas lors d'un déplacement :

$$BT = t_{95} - \bar{t} \quad (8)$$

avec t_{95} le 95^e centile du temps de transport et \bar{t} le temps de transport de référence, BT s'exprime en unité de temps.

Pour le transport routier, BT se détermine avec le temps de transport moyen comme référence. Par conséquent, BT donne le temps de transport supplémentaire à prévoir par les usagers en plus de leur temps de transport moyen pour être à l'heure dans 95 % de leurs déplacements. Pour des trajets domicile-travail effectués sur un mois, ce seuil de 95 % correspond à un seul retard dans le mois¹². En référence au tableau 1.1, pour un temps de transport moyen de 31 minutes et un 95^e centile de 50,5 minutes, BT est égal à 19,5 minutes. Par conséquent, les usagers doivent prévoir 19,5 minutes de temps supplémentaire sur leur temps de transport moyen pour être à l'heure dans 95 % des cas. Autrement dit, ils doivent prendre une marge de sécurité de 19,5 minutes.

12. Pour des trajets domicile-travail sur un mois, donc pour 20 jours travaillés, 95 % des déplacements équivaut à 19 jours ($20 \times 0,95 = 19$) et par conséquent, à un seul retard durant le mois.

Dans le contexte du transport collectif, un BT égal à 19,5 minutes signifie que l'utilisateur doit prévoir une marge de sécurité de 19,5 minutes en plus de l'horaire affiché. Cette information peut revêtir un caractère stratégique pour les usagers, en particulier lorsqu'ils ont des correspondances durant leur voyage. L'application de cette mesure au transport collectif implique de prendre comme référence, le temps de transport annoncé par l'opérateur de service. Pour obtenir une mesure plus précise pour le transport aérien, BT peut être calculé à partir des retards puisque les opérateurs aériens intègrent déjà une marge de sécurité lors de l'annonce des temps de transport aux usagers.

2.2.2 Indice de temps de sécurité

L'indice de temps de sécurité BI pour *buffer index* est un indice de sécurité qui exprime le pourcentage de temps supplémentaire à prévoir en plus du temps de transport de référence pour être à l'heure dans 95 % des cas. BI découle directement de la mesure précédente de BT . Cet indice est introduit en 2002 dans l'*Urban Mobility Report* par le *Texas Transportation Institute* (Schrank et Lomax, 2002).

$$BI = \frac{t_{95} - \bar{t}}{\bar{t}} \times 100 \% \quad (9)$$

Les notations sont similaires à BT , ainsi t_{95} est le 95^e centile du temps de transport et \bar{t} est le temps de transport de référence. BI et BT supposent implicitement que le 95^e centile du temps de transport est un seuil de temps acceptable pour les usagers.

Pour le transport routier et d'après les données numériques du tableau 1.1, BI est égal à 62,9 %. Les usagers doivent prévoir quasiment 63 % de temps supplémentaire par rapport au temps de transport moyen pour être à l'heure dans 95 % des cas. Le temps de transport moyen étant de 31 minutes, 19,5 minutes doivent être prévues en plus par les usagers, ce qui correspond bien au résultat du BT .

L'utilisation de BI pour le transport collectif demande les mêmes modifications que celles explicitées pour BT , à savoir de prendre en compte le temps de transport annoncé comme référence ou une détermination à partir des retards. La différence entre les mesures BT et BI provient de l'unité de la mesure. BT donne le temps de transport supplémentaire à prévoir directement en minutes tandis que BI est la proportion de temps de transport supplémentaire à prévoir en plus du temps de transport moyen. Cette dernière mesure permet de comparer des trajets différents. Plus BI est grand, plus le trajet étudié rencontre une variabilité du temps de transport importante.

2.2.3 Indice de planification

L'indice de planification PTI pour *planning time index* permet de déterminer le temps de transport total à prévoir lorsqu'une marge de sécurité est incluse pour être à l'heure dans 95 % des cas :

$$PTI = \frac{t_{95}}{t_f} \quad (10)$$

expression dans laquelle t_{95} est le 95^e centile du temps de transport et t_f est le temps de transport fluide.

En considérant arbitrairement que le temps de transport fluide est de 20 minutes, le PTI calculé à partir des données du tableau 1.1 est de 2,525. Ainsi, le temps de transport total à prévoir est de 50,5 minutes ($2,525 \times 20$) pour être à l'heure dans 95 % des cas.

Cet indice prend une valeur supérieure ou égale à 1. Si $PTI = 1$ alors le temps de transport fluide et le 95^e centile sont confondus. Par conséquent, le temps de transport est fiable. Plus PTI s'éloigne de la valeur 1, plus le temps de transport est variable, autrement dit moins il est fiable puisque cela implique que le temps de transport fluide et le 95^e centile sont éloignés.

En remplaçant le temps de transport fluide par le temps de transport annoncé par un opérateur de service, *PTI* se calcule facilement pour le transport ferroviaire. En revanche, l'utilisation des retards ne peut pas être considérée pour des raisons mathématiques évidentes. Le retard de référence étant nul, il n'est pas possible de calculer *PTI* ce qui limite fortement son application au transport aérien.

Au final, ces trois mesures (i.e. *BT*, *BI* et *PTI*) se basent sur les expériences des usagers en définissant des marges de sécurité nécessaires pour être à l'heure dans 95 % des cas. Elles traduisent la perception des usagers concernant la fiabilité. De plus, ce sont des mesures flexibles puisqu'il est admis d'utiliser un autre centile du temps de transport. Un changement de centile implique que le seuil de retard acceptable pour les usagers se modifie. Le choix du centile conditionne le niveau de fiabilité du temps de transport. Si la valeur de ces mesures augmente, alors la fiabilité diminue. Par construction, cela signifie que l'écart entre les plus mauvais temps de transport caractérisé par le 95^e centile et le temps de transport de référence se creuse.

2.3 Mesures *tardy-trip*

Les mesures *tardy-trip* ont la particularité de mettre en exergue les plus mauvais temps de transport rencontrés par les usagers. Elles s'intéressent en particulier aux pires conditions de transport.

2.3.1 Florida reliability method

Le département des transports en Floride définit une méthode pour mesurer la fiabilité afin de décrire la qualité d'un déplacement ou d'un itinéraire. Cette méthode donne le pourcentage de déplacements qui se réalise sans dépasser un temps de transport jugé acceptable par les usagers. Cette méthode exige de

connaître le temps de transport effectif t_i pour l'OD analysée, le temps de transport attendu par les usagers, et un temps supplémentaire acceptable noté d .

Le temps de transport attendu par les usagers est celui qu'ils souhaitent rencontrer lors d'un déplacement. Il existe autant de temps de transport attendu que d'usagers. Par conséquent, il est retenu le temps de transport médian t_{50} pour la détermination pratique de cette méthode vue qu'il n'est pas possible de considérer les préférences de chaque usager.

Le temps supplémentaire de transport acceptable d est le retard qu'un usager trouve acceptable lors de son trajet. Tout comme le temps de transport attendu, il existe autant de valeurs pour d que d'usagers. En pratique, d est une proportion du temps de transport attendu dont la valeur est laissée à la discrétion de l'analyste ou du décideur. Généralement, d est compris entre 5 et 20 % de la médiane du temps de transport. Il est tout de même recommandé de mettre en place des enquêtes afin de déterminer les préférences des usagers et donc, d'obtenir des valeurs pour d traduisant leurs préférences.

Cette méthode permet de déterminer la part de déplacement qui s'effectue sous un certain seuil. Ce seuil est défini par $(t_{50} + d)$, en d'autres termes, le temps de transport attendu, ici c'est le temps de transport médian, augmenté du temps supplémentaire acceptable pour les usagers. Formellement, il vient :

$$\text{Prob}(t_i) \leq t_{50} + d \quad (11)$$

Le *Highway Capacity Manual* (HCM, 2000) explique l'ensemble des étapes nécessaires à la mise en place de cette mesure pour le transport routier. Le HCM (2000) expose longuement la détermination du temps de transport effectif à par-

tir de données recueillies sur les routes par les boucles électromagnétiques¹³ ou par des capteurs de trafic¹⁴. Il faut donc estimer le temps de transport effectif t_i à partir de données, ce qui nécessite la détermination de la loi de distribution du temps de transport. Cette détermination est généralement réalisée par des ingénieurs statisticiens (Eliasson, 2006 ; Higatani et al., 2009 ; Ramezani et Geroliminis, 2012).

Son application au transport collectif nécessite de considérer le temps de transport annoncé en substitution du temps de transport attendu par les usagers. Quand le retard est utilisé pour la détermination de cette mesure, il est possible d'omettre totalement le temps de transport attendu. Ainsi, il ne reste que d , le retard acceptable et le retard effectif pour le transport collectif.

Cette mesure est pertinente pour la fiabilité du temps de transport puisqu'elle indique la proportion de trajets effectués sous un seuil de temps de transport acceptable. Cette mesure est un bon indicateur de la fiabilité. Elle est facilement accessible et compréhensible pour les usagers.

2.3.2 Indice de retard

L'indice de retard MI pour *misery index* prend en compte l'aspect négatif de l'absence de fiabilité du temps de transport lors d'un déplacement en se basant sur les temps de transport les plus longs :

$$MI = \frac{\bar{t}_{|t_i > t_{80}} - \bar{t}}{\bar{t}} \quad (12)$$

13. La boucle électromagnétique (*magnetic loop detector*) est un des capteurs de trafic les plus courants. Elle permet de mesurer le taux d'occupation et le débit. Si deux boucles sont situées à faible distance, elles peuvent être utilisées pour mesurer également la vitesse et la longueur des véhicules. Toutes les boucles recueillent des données individuelles, à partir desquelles elles produisent des valeurs moyennes sur des périodes d'agrégation qui dépendent de l'exploitant (Certu, 2010).

14. Les capteurs de trafic (*traffic detector*) permettent de mesurer différentes caractéristiques des véhicules et des flots. On distingue les capteurs de trafic fixes (liés à l'infrastructure) ou mobiles (embarqués à bord des véhicules : odomètre, capteurs de nombre de passagers). On peut également distinguer les capteurs qui produisent des données individuelles (date de passage, vitesse instantanée, etc.) des capteurs qui collectent des données collectives (Certu, 2010).

expression dans laquelle \bar{t} est le temps de transport de référence (e.g. temps de transport moyen, annoncé) et $\bar{t}_{|t_i > t_{80}}$ est la moyenne du temps de transport des 20 % des observations qui ont le temps de transport le plus long. Ce sont des trajets qui ont un temps de transport supérieur à la valeur du 80^e centile du temps de transport.

MI donne la distance relative entre les pires temps de transport et le temps de transport de référence. Par conséquent, *MI* s'attache particulièrement aux plus mauvaises conditions de transport rencontrées par les usagers.

Comme pour la plupart des mesures, son application au transport collectif nécessite de remplacer le temps de transport moyen par le temps de transport annoncé par l'opérateur.

2.4 Mesures probabilistes

Van Lint et al. (2008) sont à l'initiative de la création de cette dernière classe de mesure. Les mesures probabilistes sont issues du module de fiabilité du système de modélisation néerlandais qui évalue l'impact des mesures politiques sur la fiabilité du temps de transport.

Les mesures probabilistes définissent la probabilité que le temps de transport effectif t_i soit supérieur à un certain seuil.

$$\text{Prob} [t_i \geq \alpha t_{50}] \quad (13)$$

Le seuil est le temps de transport médian t_{50} pondéré par un facteur $\alpha > 1$ afin de définir un seuil maximum supérieur au temps de transport médian. La valeur α est définie par l'analyste ou les pouvoirs publics.

D'ailleurs, les pouvoirs publics néerlandais, à l'origine de cette approche, définissent les objectifs suivants en termes de fiabilité du temps de transport sur le réseau routier en fonction de la distance parcourue :

- Pour des trajets inférieurs à 50 kilomètres :

$$\text{Prob} [t_i \leq t_{50} + 10 \text{ minutes}] > 95 \% \quad (14)$$

Pour des trajets inférieurs à 50 kilomètres, le temps de transport est fiable s'il est inférieur ou égal au temps médian plus 10 minutes. L'objectif est que pour ce type de trajet, la probabilité soit d'au moins 95 %.

- Pour des trajets supérieurs à 50 kilomètres :

$$\text{Prob} [t_i \leq 1,2 \times t_{50}] > 95 \% \quad (15)$$

Pour des trajets supérieurs à 50 kilomètres, le temps de transport est fiable s'il est inférieur ou égale à 20 % de plus que le temps de transport médian. Ainsi, pour un temps de transport médian d'une heure, tout trajet d'une durée inférieure ou égale à 1 h 12 est considéré comme fiable.

Cette mesure probabiliste de la fiabilité s'intègre a un module complet¹⁵ développé par les Pays-Bas, et qui est bien plus qu'une mesure de la fiabilité. Il permet d'estimer le niveau de trafic (i.e. le nombre de voitures et la vitesse de circulation) sur chaque route principale du réseau et ainsi, de prédire la fiabilité future du temps de transport et l'impact des facteurs exogènes (e.g. accidents, travaux) sur la fiabilité du temps de transport.

La détermination du seuil α reste une difficulté. Il est souvent laissé à la discrétion du chercheur, de l'analyste, ou encore des pouvoirs publics. Il en est de même pour le niveau de fiabilité à atteindre qui devient un objectif de politique publique. Ces mesures se déclinent relativement facilement pour les transports collectifs avec le retard et un seuil de retard acceptable pour les usagers.

15. Le module complet utilise aussi la distribution des vitesses avec le 10^e et le 90^e centiles de la distribution de la vitesse.

Pour conclure cette section, les quatre catégories de mesures (i.e. mesures statistiques, mesures de sécurité, mesures *tardy-trip* et mesures probabilistes) utilisées dans le transport routier sont pour la plupart adaptables aux transports collectifs. Les transformations majeures sont l'utilisation du temps de transport annoncé par l'opérateur de service ou la détermination des mesures en fonction du retard par rapport aux horaires affichés. Les mesures présentées font l'objet d'estimation empirique par de nombreux auteurs¹⁶ afin d'analyser les phénomènes de congestion routière. Cependant, les comparaisons des niveaux de fiabilité entre ces mesures ne sont pas évidentes. Par exemple, d'une catégorie de mesure à une autre, pour le même itinéraire, les conclusions sur la fiabilité du temps de transport ne sont pas cohérentes. En effet, une catégorie peut caractériser l'itinéraire comme fiable tandis qu'une autre va conclure à sa non-fiabilité. En pratique, l'utilisation d'une mesure particulière est conditionnée par l'objectif sous-jacent lors de cette mesure de la fiabilité (e.g. suivi du trafic, information). Pour les usagers, nous recommandons l'utilisation des mesures de sécurité qui sont faciles à comprendre et donnent des informations pour organiser un déplacement en prenant en compte la variabilité du temps de transport. Les mesures statistiques sont majoritairement des outils en vue d'autres applications comme la prévision de trafic ou le suivi de la performance d'un réseau. Les mesures probabilistes, comme les mesures *tardy-trip*, permettent également le suivi de la performance d'un réseau et servent également d'objectifs de politique publique. Par ailleurs, l'ensemble de ces mesures n'a pas donné lieu à des estimations empiriques pour le transport collectif.

Nous retenons qu'une mesure de la fiabilité du temps de transport devrait pouvoir être utilisée par l'ensemble des acteurs du marché du transport et idéalement, pour tous les modes de transport de voyageurs, ce qui implique la re-

16. Sans être exhaustif, Schrank et al. (2003, 2007, 2009); Van Lint et al. (2005, 2008); Kouwenhoven (2006); Saberi et Bertini (2010); Bhourri et al. (2012); Jin et McLeod (2012); Taylor (2012).

cherche d'une mesure facilement compréhensible et, plus particulièrement, pour les usagers.

3 Delay-at-Risk : une nouvelle mesure de la fiabilité

Le développement d'une mesure de la fiabilité du temps de transport doit répondre à plusieurs objectifs. Tout d'abord, elle doit être applicable à l'ensemble des modes de transport et en particulier aux modes collectifs (e.g. transport ferroviaire, aérien). Les mesures usuelles de la fiabilité ne sont que très peu développées pour ces modes de transport alors qu'il existe un véritable intérêt en termes de communication aux usagers et de suivi de qualité du réseau. Ensuite, cette mesure doit être facilement interprétable et compréhensible par l'ensemble des acteurs du marché du transport (i.e. les pouvoirs publics, les gestionnaires d'infrastructure, les opérateurs de service), d'autant plus, par les usagers qui n'ont pas, à priori, de connaissances particulières sur les concepts statistiques.

En nous focalisant sur le transport collectif, la fiabilité du temps de transport se ramène à la ponctualité par rapport aux horaires affichés par l'opérateur. Par conséquent, notre intérêt se porte sur le retard. Du point de vue des usagers, le retard est un risque qui pèse sur leur déplacement. En acceptant que le retard soit un risque, il est assez naturel de se tourner vers les mesures de risque particulièrement développées en finance. Il est apparu rapidement que la *Value-at-Risk* (VaR) possède des propriétés que nous recherchons pour une mesure de la fiabilité du temps de transport (e.g. mesure facilement interprétable, synthétique, facile à tester). La VaR se définit comme la perte potentielle maximale qui ne devrait être dépassée qu'avec une probabilité donnée sur un horizon temporel donné (Engle et Manganelli, 2001). Cette définition de la VaR peut être adaptée au contexte du transport pour définir une nouvelle mesure de la fiabilité du temps de transport. Ainsi, nous proposons une mesure de la fiabilité du temps de transport, le *Delay-at-Risk* noté DaR directement inspirée de la VaR . Tout d'abord, nous définissons

formellement le DaR . Ensuite, nous rappelons les deux approches d'estimation empirique du DaR (i.e. non-paramétrique et paramétrique). Enfin, nous développons l'approche paramétrique pour certaines distributions qui s'appliquent spécifiquement au transport collectif (e.g. loi Normale, loi Log-Normale, loi Log-Student et loi de Weibull).

3.1 Définition de la mesure Delay-at-Risk

En s'appuyant sur la définition de la VaR d'Engle et Manganelli (2001), le Delay-at-Risk, DaR se définit comme le retard potentiel maximal qui ne devrait être dépassé qu'avec une probabilité donnée sur un horizon temporel donné.

Supposons qu'à un moment t , nous nous intéressons au risque de retard d'un mode de transport quelconque en $t + h$ où h est l'horizon de la prévision (e.g. une heure, un jour). Notons \mathcal{R} une variable aléatoire continue modélisant le retard. Le retard est la différence entre l'heure d'arrivée effective et l'heure d'arrivée attendue par l'utilisateur (e.g. l'heure d'arrivée annoncée par un opérateur de service).

Soient r_1, \dots, r_n un échantillon de taille n , indépendant et identiquement distribué (i.i.d.) de \mathcal{R} . De plus, notons respectivement \mathcal{F} et \mathcal{Q} , les fonctions cumulative et quantile de \mathcal{R} .

Définition 1 Pour un niveau de risque $\alpha \in [0, 1]$, le Delay-at-Risk au niveau α à l'horizon h , noté $DaR_\alpha(h)$ est le temps de retard tel que :

$$Prob[\mathcal{R} \leq DaR_\alpha(h)] = (1 - \alpha) \quad (16)$$

ou bien

$$DaR_\alpha(h) = \mathcal{F}^{-1}(1 - \alpha) \quad (17)$$

Avec $\mathcal{F}^{-1}(\cdot)$, la pseudo-inverse de la fonction de répartition¹⁷.

17. Pour une généralisation de la définition du DaR , nous utilisons la pseudo-inverse qui, ici, sera la fonction réciproque de la fonction de répartition. Le terme de pseudo-inverse permet de généraliser les calculs aux cas où la fonction ne serait pas inversible.

D'après cette définition, la probabilité que le retard soit supérieur ou égal au $DaR_\alpha(h)$ à l'horizon h est α . D'une manière équivalente, le retard potentiel est inférieur à $DaR_\alpha(h)$ avec une probabilité $(1 - \alpha)$. Cette définition est générale et s'applique donc à l'ensemble des modes de transport de voyageurs.

Quand la fonction cumulative de \mathcal{R} est connue et inversible, alors le DaR peut être simplement l'inverse de cette fonction qui n'est autre que la fonction quantile. Dans ce cas, $DaR_\alpha(h) = \mathcal{F}^{-1}(1 - \alpha) = \mathcal{Q}(1 - \alpha)$, c'est-à-dire le quantile de niveau $(1 - \alpha)$. Par exemple, si $DaR_{0,05} = 30$ minutes, alors le retard est supérieur à 30 minutes avec une probabilité de 5 %, ce qui implique que le retard est inférieur à 30 minutes dans 95 % des cas.

3.2 Méthodes d'estimation du DaR

Les méthodes d'estimation se composent de deux approches spécifiques utilisées pour la détermination de la VaR en finance, d'une part l'approche non-paramétrique et d'autre part, l'approche paramétrique.

L'approche non-paramétrique ne nécessite aucune hypothèse préalable sur la distribution du retard \mathcal{R} , tandis que l'approche paramétrique demande d'estimer au préalable les paramètres de la loi de distribution choisie pour modéliser le retard. La méthode du maximum de vraisemblance est généralement utilisée pour estimer les paramètres d'une loi de distribution. Nous présentons les grands principes de ces deux approches d'estimations. De plus, afin de juger de la précision des estimations, nous proposons un test statistique simple permettant d'arbitrer entre plusieurs estimations du DaR .

3.2.1 Approche non-paramétrique

Comme mentionné auparavant, l'approche non-paramétrique ne nécessite aucune hypothèse sur la distribution du retard. Elle permet d'estimer directement le quantile correspondant au DaR . Elle a donc un avantage en termes de robustesse

en omettant le biais induit par la spécification d'une distribution inappropriée du retard.

Il existe plusieurs méthodes d'estimation au sein de l'approche non-paramétrique (e.g. simulation historique, *bootstrapped historical simulation*, *weighted historical simulation*). Nous nous focalisons uniquement sur la méthode de simulation historique. Elle est la plus simple à mettre en place en pratique.

La méthode de simulation historique calcule le DaR au niveau $(1 - \alpha)$ à l'horizon h comme le α^e quantile des données historiques sur le retard, autrement dit sur les retards passés ou ex-post. Cette méthode suppose implicitement que le retard futur a la même structure que dans le passé.

Avec les résultats de la distribution historique, le DaR s'estime par le quantile de niveau $(1 - \alpha)$ pour un niveau de risque α donné :

$$DaR_{1-\alpha}(h) = r_{n(i)} \text{ avec } \alpha \in \left(\frac{i-1}{n}, \frac{i}{n} \right], \quad i = 1, \dots, n \quad (18)$$

où $r_{n(1)} \leq r_{n(2)} \leq \dots \leq r_{n(n)}$ correspondent aux n observations r_1, \dots, r_n ordonnées par valeur croissante, i donne leur position dans le classement.

Cette méthode d'estimation est relativement simple à générer dès lors que les retards sont connus. Elle donne des résultats robustes, en particulier pour des prévisions de court terme (e.g. un jour) puisqu'elle est fortement liée aux données. Cependant, il est possible que cette méthode ne produise pas des estimations très précises, notamment lorsque nous considérons des quantiles extrêmes (e.g. 1 %).

3.2.2 Approche paramétrique

À l'inverse de l'approche non-paramétrique, l'approche paramétrique se base sur une hypothèse préalable concernant la distribution du retard. Pour un niveau de risque α , le DaR s'estime comme le $(1 - \alpha)^e$ quantile de la distribution considérée du retard. Pour un processus stationnaire du retard au cours du temps, ce que nous supposons dans notre cadre d'analyse, la distribution du retard se ca-

libre à partir des observations passées en utilisant la méthode du maximum de vraisemblance. La méthode du maximum de vraisemblance permet d'estimer les paramètres de la distribution supposée pour le retard. Cette étape est certainement la plus complexe dans l'estimation du *DaR*.

Soit \mathcal{R} la variable aléatoire continue modélisant le retard et r_1, \dots, r_n un échantillon i.i.d. de taille n de cette variable. \mathcal{R} est définie par une fonction de densité $f_{\mathcal{R}}(r_i, \theta)$ où θ est le vecteur des paramètres à estimer. La fonction de vraisemblance notée $\mathcal{L}(r_1, \dots, r_n; \theta)$ s'écrit :

$$\mathcal{L}(r_1, \dots, r_n; \theta) = \prod_{i=1}^n f_{\mathcal{R}}(r_i, \theta) \quad (19)$$

Il est équivalent et plus pratique de maximiser le logarithme de la fonction de vraisemblance définie par l'équation (19). Il vient donc la log-vraisemblance :

$$\ln \mathcal{L}(r_1, \dots, r_n; \theta) = \sum_{i=1}^n \ln f_{\mathcal{R}}(r_i, \theta) \quad (20)$$

La détermination du vecteur des paramètres inconnus de la loi passe par la maximisation de la log-vraisemblance définie par l'équation (20). Ainsi, le vecteur des paramètres maximisant la fonction de vraisemblance répond à la condition suivante :

$$\hat{\theta} = \arg \max_{\theta} \ln \mathcal{L}(r_1, \dots, r_n; \theta) \quad (21)$$

La nullité de cette dérivée première partielle par le vecteur des paramètres est la condition de premier ordre (CPO) :

$$\text{CPO} : \frac{\partial \ln \mathcal{L}(r_1, \dots, r_n; \theta)}{\partial \theta} = 0 \quad (22)$$

Il faut vérifier que l'estimateur $\hat{\theta}$ correspond bien à un maximum avec l'étude du signe des dérivées secondes¹⁸.

18. La matrice Hessienne doit être semi-définie négative en $\hat{\theta}$.

Une fois le vecteur des paramètres $\hat{\theta}$ estimé, il est relativement simple de déterminer le DaR tel que défini par l'équation (1). Le DaR au niveau de risque α est la fonction réciproque de la fonction de répartition \mathcal{F}_R avec les paramètres estimés $\hat{\theta}$ selon la méthode du maximum de vraisemblance.

3.2.3 Test de précision applicable au DaR

Afin de vérifier la robustesse statistique du DaR estimé par les approches définies précédemment, nous proposons deux indicateurs, le taux de violation que nous notons VR et l'indice de performance que nous notons PI . Ces deux indicateurs permettent de vérifier que l'estimation empirique du DaR est valide statistiquement, autrement dit, que le DaR fournit une mesure cohérente du retard. Également, lorsque plusieurs estimations sont réalisées, ces indicateurs permettent d'effectuer un arbitrage entre les différents DaR pour conserver celui qui est le plus performant, au sens d'une meilleure prévision du retard. Ces indicateurs sont d'autant plus utiles pour l'approche paramétrique afin de déterminer la meilleure loi de distribution du retard.

Tout d'abord, le taux de violation VR_α se définit comme suit :

$$VR_\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{\{r|r > DaR_{1-\alpha}\}}(r_i) \quad (23)$$

avec $\mathbb{1}_{A(\cdot)}$ est une fonction indicatrice de l'ensemble $A = \{r|r > DaR_{1-\alpha}\}$. Elle prend la valeur 1 lorsqu'un retard de l'échantillon est supérieur au DaR estimé, sinon, elle prend la valeur 0.

Le taux de violation VR indique la proportion de retard supérieur à la valeur estimée du DaR . Le DaR estimé est considéré de bonne qualité, autrement dit, il prévoit correctement le retard maximal avec une probabilité donnée si le VR est le plus proche possible du niveau de risque α considéré. Un DaR estimé avec une probabilité $\alpha = 5\%$ sera jugé de bonne qualité si VR tend vers 5%.

Ensuite, en utilisant VR , nous proposons un indice de performance PI qui définit la déviation absolue entre le taux de violation et le niveau de risque :

$$PI_\alpha = |VR_\alpha - \alpha| \quad (24)$$

PI est compris entre 0 et 1. Si PI est égal à 0, alors le DaR estimé décrit parfaitement le risque sur le retard. Quand plusieurs estimations du DaR ont été réalisées, celle qui aura la valeur de PI la plus faible pourra être considérée comme l'estimation la plus compétitive. Elle fournit ainsi les meilleurs résultats pour modéliser le retard et prévoir ce dernier.

3.3 Quelques exemples de distribution du retard pour l'estimation du DaR

L'approche paramétrique demande une hypothèse sur la distribution du retard pour l'estimation empirique du DaR . Nous donnons les formes analytiques du DaR pour quatre distributions particulières, à savoir la loi Normale, la loi Log-Normale, la loi Log-Student et enfin, la loi de Weibull. La loi Normale est définie pour tous réels tandis que les trois autres lois ne sont définies que pour des réels positifs. Elles sont, par conséquent, applicables uniquement aux modes de transport qui ne sont jamais en avance par rapport aux horaires affichés (e.g. le transport ferroviaire).

3.3.1 DaR sous l'hypothèse de la distribution Normale

Supposons que \mathcal{R} suit une distribution Normale de moyenne μ et d'écart-type σ noté $\mathcal{R} \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$. La fonction de densité de la distribution Normale est donnée par :

$$f_{\mathcal{R}}(r; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(r - \mu)^2}{2\sigma^2}\right] \quad (25)$$

D'après la définition 1, nous savons que le DaR est :

$$\text{Prob} [\mathcal{R} \leq DaR_\alpha] = (1 - \alpha) \quad (26)$$

Par conséquent, nous pouvons écrire :

$$\text{Prob} \left[\frac{r - \mu}{\sigma} < \frac{DaR_\alpha - \mu}{\sigma} \right] = (1 - \alpha) \quad (27)$$

Sous l'hypothèse de la distribution Normale, la variable centrée réduite $\frac{r - \mu}{\sigma} \sim \mathcal{N}(0, 1)$ suit donc une loi Normale centrée réduite. Si nous notons $\Phi(\cdot)$ la fonction de répartition de la loi Normale centrée réduite $\mathcal{N}(0, 1)$, nous pouvons montrer que le DaR prend la forme suivante :

$$DaR_\alpha = \mu + \Phi^{-1}(1 - \alpha) \sigma \quad (28)$$

Par conséquent, pour estimer empiriquement le DaR , il faut estimer les paramètres inconnus μ et σ par la méthode du maximum de vraisemblance. Nous pouvons montrer que les estimateurs des paramètres sont :

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r_i \quad (29)$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (r_i - \hat{\mu})^2} \quad (30)$$

La distribution Normale s'applique pour l'ensemble des réels, elle peut donc être appliquée aux retards aériens. Le transport aérien se caractérise par des temps d'avance et de retard par rapport aux horaires prévus par les compagnies aériennes. En revanche, ce n'est pas le cas du transport ferroviaire qui peut être seulement en retard par rapport aux horaires affichés.

3.3.2 *DaR* sous l'hypothèse de la loi Log-Normale

Nous supposons que \mathcal{R} suit une distribution Log-Normale de moyenne μ et d'écart-type σ notée $\mathcal{R} \sim \mathcal{LN}(\mu, \sigma)$. Dans ce cas, la fonction de densité de probabilité du temps de retard \mathcal{R} s'écrit comme suit :

$$f_{\mathcal{R}}(r; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{(\ln r - \mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad (31)$$

Pour un niveau de risque $\alpha \in [0, 1]$, la définition 1 du *DaR* permet de développer sa forme analytique au niveau de risque α de la manière suivante :

$$DaR_{\alpha} = \exp(\mu + \Phi(1 - \alpha)\sigma) \quad (32)$$

avec Φ la fonction quantile de la distribution gaussienne standard au niveau $(1 - \alpha)$.

En utilisant les observations sur le retard, le *DaR* se détermine empiriquement en estimant les paramètres μ et σ . Ainsi, lorsque $\ln(\mathcal{R})$ est une variable aléatoire gaussienne de moyenne μ et d'écart-type σ , nous pouvons montrer que les paramètres estimés par la méthode du maximum de vraisemblance sont :

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(r_i) \quad (33)$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln(r_i) - \hat{\mu})^2} \quad (34)$$

La distribution Log-Normale est utilisée pour modéliser la distribution du retard par la SNCF (2012). Il est donc approprié de développer notre mesure *DaR* avec la même hypothèse de distribution du retard que cette compagnie ferroviaire. Notons tout de même que la SNCF ne conclut pas à une bonne représentation de la distribution des retards sous cette hypothèse. Malgré plus de 30 000 observa-

tions, elle considère n'avoir pas suffisamment de données pour conclure à une récurrence de cette loi pour caractériser le retard de ce mode.

3.3.3 *DaR* sous l'hypothèse de la loi Log-Student

Nous supposons que \mathcal{R} suit une distribution Log-Student de moyenne μ et d'écart-type σ , à ν degrés de liberté, notée $\mathcal{R} \sim \mathcal{LT}(\mu, \sigma, \nu)$. Sa fonction de densité pour le retard \mathcal{R} est :

$$f_{\mathcal{R}}(r; \mu, \sigma, \nu) = \frac{\Gamma[(\nu + 1)/2]}{\Gamma(\nu/2)} \frac{1}{\sqrt{\pi\nu}} \frac{1}{\sigma} \left(1 + \nu \left(\frac{\ln r - \mu}{\sigma} \right)^2 \right)^{-(\nu+1)/2} \quad (35)$$

avec Γ , la fonction gamma d'Euler définie pour tout nombre réel r strictement positif par :

$$\Gamma(r) = \int_0^{+\infty} t^{r-1} \exp(-t) dt \quad (36)$$

Nous remarquons que la variable aléatoire $\mathcal{Y} = \ln(\mathcal{R})$ suit une loi de Student avec les mêmes paramètres μ , σ et ν .

Pour $\alpha \in [0, 1]$, en s'appuyant sur la remarque précédente et la littérature sur les méthodes d'estimation (Sadefo, 2009), le *DaR* pour un niveau de risque α s'exprime par la relation suivante :

$$DaR_{\alpha} = \exp(\mu + \Phi_{\nu}(1 - \alpha)\sigma) \quad (37)$$

avec Φ_{ν} qui caractérise la fonction quantile de la distribution standard de Student à ν degrés de liberté.

Pour estimer les paramètres inconnus de la fonction de distribution et par conséquent du *DaR*, il est nécessaire d'utiliser la méthode du maximum de vraisemblance. L'estimation de ces paramètres est détaillée en annexe A.

Nous choisissons de tester le *DaR* sous l'hypothèse d'une distribution Log-Student en tant que généralisation de la distribution de la Log-Normale. La dis-

tribution Log-Student permet une plus grande flexibilité au niveau de la queue de la distribution ; ce qui peut se révéler essentiel dans le cadre de l'analyse du temps de retard dans le transport ferroviaire.

3.3.4 *DaR* sous l'hypothèse de la loi de Weibull

Supposons que \mathcal{R} suit une distribution de Weibull de paramètres de forme $k > 0$ et de paramètre d'échelle $\lambda > 0$ notée $\mathcal{R} \sim \mathcal{W}(k, \lambda)$. La fonction de densité de Weibull est donnée par :

$$f_{\mathcal{R}}(r; k, \lambda) = \frac{k}{\lambda} \left(\frac{r}{\lambda}\right)^{k-1} e^{-\left(\frac{r}{\lambda}\right)^k} \quad (38)$$

Sa fonction de distribution s'écrit :

$$\mathcal{F}_{\mathcal{R}}(r; k, \lambda) = 1 - e^{-\left(\frac{r}{\lambda}\right)^k} \quad (39)$$

En appliquant la définition 1 du *DaR*, la fonction réciproque de $\mathcal{F}_{\mathcal{R}}(r; k, \lambda)$ détermine la fonction quantile qui correspond au *DaR* au niveau de risque α . La forme explicite du *DaR* sous l'hypothèse d'une distribution de Weibull est :

$$DaR_{1-\alpha} = \lambda (\ln(1/\alpha))^{1/k} \quad (40)$$

Pour déterminer empiriquement la valeur du *DaR* tel que défini par l'équation (40), nous devons estimer les paramètres (k, λ) en utilisant des données observées sur les retards. Cette estimation se réalise par la méthode du maximum de vraisemblance. Nous proposons les détails de la méthode appliquée à la distribution de Weibull en annexe B.

En conclusion, cette section permet de définir une nouvelle mesure de la fiabilité du temps de transport, le *DaR*. Il semble que cette mesure est plus facilement compréhensible pour les usagers. En effet, par exemple, un $DaR_{0,01}$ égal à 30 mi-

nutes signifie qu'un train sur 100 va avoir un retard supérieur à 30 minutes. Par rapport à d'autres mesures de la fiabilité, le *DaR* permet de prévoir le retard futur pour un trajet donné ou un véhicule. La prédiction du retard est un élément important pour les usagers leur permettant de mieux organiser leurs déplacements, en particulier dans le cas de rupture lors du trajet, c'est-à-dire en cas de changement de mode et/ou de correspondance. Une des implications directes du *DaR* pour les usagers est de permettre une meilleure planification de leur trajet, notamment lors de correspondances.

4 Analyse de la fiabilité du transport collectif de Paris à Montpellier

Cette section permet de mettre en exergue le caractère opérationnel des mesures de la fiabilité du temps de transport issues de la littérature présentée en section 2, ainsi que du *DaR* défini en section 3.

Puisque nous choisissons d'étudier essentiellement le point de vue des usagers, notre analyse de la fiabilité du temps de transport se réalise dans le cadre où un usager souhaite effectuer un déplacement de Paris à Montpellier ou dans l'autre sens, de Montpellier à Paris. Nous supposons au préalable que cet usager ne souhaite pas utiliser le mode routier. Ce choix peut revêtir plusieurs justifications, ce trajet entre Paris et Montpellier serait trop long, fatigant, ou encore l'utilisateur ne dispose pas de véhicule. Cette hypothèse implique que l'utilisateur doit prendre un mode de transport collectif. Il a donc le choix entre le train et l'avion. Afin de l'aider dans sa prise de décision et sans considération du prix du titre de transport, nous proposons une analyse de la fiabilité du temps de transport pour ces deux modes.

Cette analyse couvre la période de juillet à septembre 2012. Dans un premier temps, nous exposons les caractéristiques des temps de transport pour le mode

ferroviaire et le mode aérien sur cette période en expliquant les données utilisées pour l'analyse de la fiabilité du temps de transport. Ensuite, nous estimons le *DaR* pour les deux modes de transport en appliquant les deux approches présentées précédemment (i.e. non-paramétrique et paramétrique). Suite à ces estimations, pour chaque mode de transport, nous choisissons le *DaR* estimé le plus adéquat sur nos données. Enfin, nous analysons l'ensemble des mesures de la fiabilité du temps de transport pour les deux sens de l'OD, ce qui nous demande de calculer les mesures adaptées de la littérature (e.g. écart-type, *TTW*, *BT*).

4.1 Caractéristiques du temps de transport

La réalisation d'une analyse de la fiabilité nécessite d'avoir à disposition des données sur les temps de transport. Nous présentons tout d'abord, les méthodes qui nous permettent d'obtenir des données sur les temps de transport ferroviaire et aérien. Nous créons notre propre base de données sur les temps de transport ferroviaire. Tandis que pour le transport aérien, nous transformons des données fournies directement par les services de l'aéroport de Montpellier. Ensuite, nous donnons quelques généralités statistiques sur les temps de transport (e.g. nombre d'observations, répartition du retard, etc.) pour les deux modes considérés.

4.1.1 Recueil des données

Pour le transport ferroviaire entre Paris et Montpellier dans les deux sens de circulation, nous créons une base de données à partir des informations mises en lignes par la SNCF. Les sites internet de réservation en ligne¹⁹ et celui dédié à l'information en temps réel²⁰ permettent d'obtenir l'ensemble des données utiles pour l'analyse de la fiabilité ferroviaire.

19. <http://www.voyages-sncf.com>

20. <http://infolignes.com>

Les trajets directs entre Paris et Montpellier se réalisent toujours par TGV²¹. Chaque TGV se caractérise par un numéro de train et des horaires. Ces deux informations se récupèrent sur le site de réservation en ligne de la SNCF. À partir de ces informations, nous déterminons le temps de transport annoncé par la SNCF²² pour chaque TGV que nous notons t_a :

$$t_a = h_a - h_d \quad (41)$$

avec t_a qui est le temps de transport annoncé par la SNCF défini par la différence entre l'heure d'arrivée prévue h_a et l'heure de départ annoncé h_d . L'équation (41) se détermine pour chaque train sur l'ensemble de la période étudiée.

Ensuite, grâce au numéro de chaque train récupéré sur le site de réservation en ligne, le site d'information en temps réel permet de connaître le retard ex-post en minutes noté r . Il est évident que tous les trains ne vont pas avoir du retard. Dans ce cas, le site le précise également et donc $r = 0$. Il est important de préciser que la SNCF n'indique pas les retards inférieurs à 5 minutes. Par conséquent, nous ne sommes pas en mesure de savoir lorsqu'un train est à l'heure si, en réalité, il a eu un retard inférieur à cinq minutes. Néanmoins, même si nous perdons un peu en précision, nous pouvons penser que cinq minutes de retard ne sont pas préjudiciables pour les usagers. Avec cette nouvelle information, nous déterminons la durée effective du trajet noté t_e :

$$t_e = t_a + r \quad (42)$$

21. Train à Grande Vitesse.

22. Au moment du recueil des données, le site de réservation en ligne ne fournit pas encore le temps de transport prévu par la SNCF. Si les données devaient être récupérées aujourd'hui, l'étape du calcul du temps de transport annoncé ne serait plus nécessaire puisque la SNCF l'indique clairement sur son site de réservation en ligne. En revanche, il faudrait toujours récupérer les numéros de trains. Cette dernière information nous permet de déterminer le retard d'un TGV.

Le temps de transport effectif t_e est celui que les usagers ont réellement rencontré durant leur trajet. Il est la somme du temps de transport annoncé t_a et du retard r .

La figure 1.5 schématise l'ensemble des étapes nécessaires à l'obtention des données relatives au temps de transport ferroviaire.

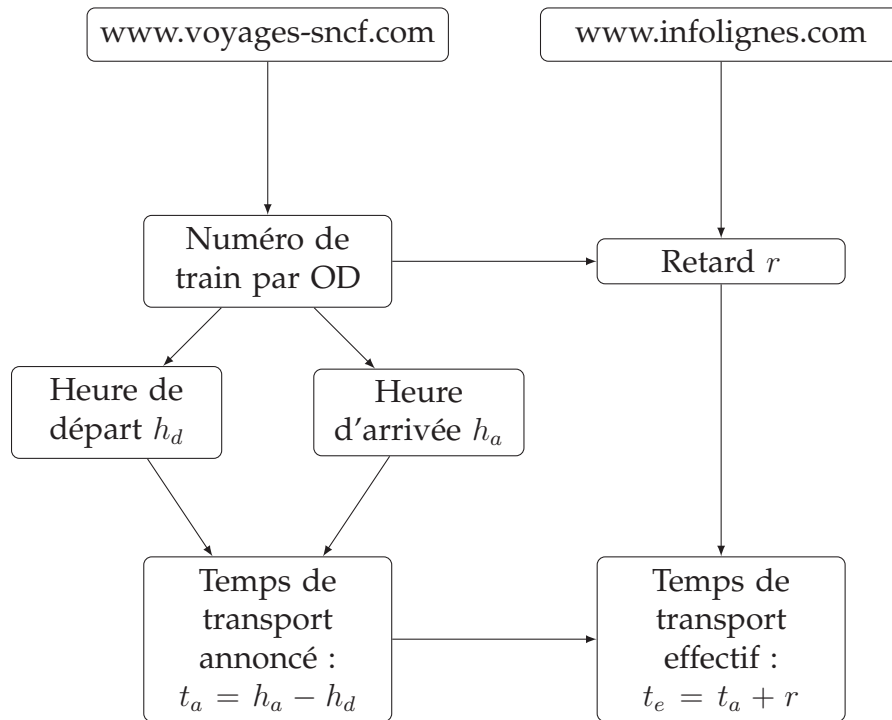


Figure 1.5 – Méthodologie du recueil des données ferroviaires

Au final, notre base de données comporte 1 269 observations correspondant à des trajets ferroviaires directs en TGV entre Paris et Montpellier dans les deux sens de circulation pour la période allant du 23 juillet 2012 au 23 septembre 2012. Précisément, nous avons 635 observations entre Paris et Montpellier et 634 dans l'autre sens.

Pour le transport aérien, les services de l'aéroport de Montpellier nous a fourni une base de données de l'ensemble de leurs mouvements aériens toutes OD

confondues du 1^{er} juillet 2012 au 30 septembre 2012. Cette base de données fournit de nombreuses informations :

- le sens de circulation, c'est-à-dire une arrivée ou un départ de l'aéroport de Montpellier ;
- la date du vol ;
- la compagnie aérienne qui a assuré le vol ;
- l'heure prévue correspondant aux horaires d'arrivée ou de départ prévus par la compagnie aérienne ;
- l'heure piste qui est l'heure à laquelle l'avion a décollé ou a atterri en fonction du sens de circulation ;
- l'heure bloc qui est l'heure où l'avion quitte ou accoste à la passerelle²³ ;
- l'heure de provenance ou de destination, elle indique l'heure de départ de l'escale de provenance (i.e. l'origine). Tandis que dans le sens d'un départ, elle indique l'heure prévue à l'escale de destination ;
- l'escale, dans le cas d'une arrivée, l'escale est la provenance du vol, tandis que dans le cas d'un départ, c'est la destination.

Ces informations ne sont pas directement exploitables pour mesurer la fiabilité du temps de transport aérien. Un nettoyage et une détermination de certaines informations à partir des horaires indiqués sont nécessaires pour obtenir les données utiles à l'analyse de la fiabilité.

Tout d'abord, nous scindons la base de données en fonction du sens de circulation et gardons uniquement les mouvements aériens entre Montpellier et les deux aéroports parisiens (i.e. Paris-Orly et Roissy, Charles de Gaulle (CDG)). Nous traitons donc séparément les arrivées et les départs de Montpellier puisque nous ne sommes pas en mesure d'obtenir exactement les mêmes informations. En effet, dans le cas des arrivées à Montpellier, nous obtenons uniquement les retards à l'arrivée, tandis que pour les départs de Montpellier, nous déterminons seulement les retards au départ. Cette remarque implique que nous ne serons pas en

23. Une passerelle est un dispositif mobile qui permet d'accéder à un avion ou d'en sortir.

mesure d'effectuer une analyse complète de la fiabilité entre Paris et Montpellier. Il nous manque les informations relatives aux retards à l'arrivée à Paris. D'après les données aériennes dans le sens des départs, il aurait fallu pouvoir récupérer le même type d'informations des aéroports parisiens à l'arrivée pour obtenir le retard à l'arrivée et ainsi, mener une analyse complète de la fiabilité du temps de transport dans le sens Montpellier-Paris. Néanmoins, nous verrons que nos résultats dans le sens Montpellier-Paris, bien que partiels, restent intéressants.

Comme nous l'avons précisé, contrairement au transport ferroviaire, un raisonnement sur les temps de vol effectifs ne fait pas sens dans l'analyse de la fiabilité du transport aérien. Les compagnies aériennes annoncent toujours des temps de vol supérieurs à ceux effectivement nécessaires pour relier une OD. Par conséquent, si nous travaillons avec les temps de vol pour déterminer la fiabilité, nous concluons à une fiabilité quasi parfaite du temps de transport aérien. Il faut donc raisonner avec le non-respect des horaires affichés, autrement dit à partir du retard. Pour les arrivées à Montpellier, le retard est la différence entre l'heure prévue et l'heure bloc alors que pour les départs de Montpellier, le retard est la différence entre l'heure bloc et l'heure prévue. Le retard s'exprime en unité de temps. Il peut être positif, négatif ce qui implique que l'avion est en avance par rapport aux horaires prévus par la compagnie aérienne, et enfin nul, l'avion arrive strictement à l'heure.

Au final, nous disposons de 1 852 observations sur les mouvements aériens entre Paris et Montpellier entre le 1^{er} juillet 2012 et le 30 septembre 2012. Nos données se décomposent en fonction des deux aéroports parisiens (Orly et CDG) et selon les arrivées et les départs de Montpellier. Nous obtenons 1 118 mouvements aériens entre Orly et Montpellier, dont 557 à l'arrivée à Montpellier et 558 au départ de Montpellier. Pour CDG, nous avons 734 mouvements aériens, dont 363 à l'arrivée à Montpellier et 367 au départ de Montpellier.

4.1.2 Description statistique des données sur les temps de transport

Nous présentons quelques généralités d'ordre statistique concernant nos bases de données sur les temps de transport ferroviaire et aérien, et nous caractérisons la répartition du retard pour ces deux modes.

Le tableau 1.2 fournit quelques statistiques descriptives sur les temps de transport observés pour le transport ferroviaire de Paris à Montpellier du 23 juillet au 23 septembre 2012.

Tableau 1.2 – Statistiques descriptives des temps de transport ferroviaire observés

OD	Obs.	\bar{t}_a (min)	\bar{r} (min)	r^{max} (min)	\bar{t}_e (min)	t_e^{max} (min)
Paris - Montpellier	635	206	5	192	211	399
Montpellier - Paris	634	205	5	233	210	434

Notations : \bar{t}_a temps de transport annoncé moyen par la SNCF ; \bar{r} retard moyen ; r^{max} retard maximum observé ; \bar{t}_e temps de transport effectif moyen ; t_e^{max} temps de transport effectif maximum constaté.

Nous avons une observation de différence entre le sens Paris-Montpellier et l'autre sens de circulation. En moyenne, il convient de souligner qu'il n'existe pas de différence significative pour le temps de transport annoncé \bar{t}_a , le retard \bar{r} et le temps de transport effectif \bar{t}_e selon le sens de circulation considéré. Le retard moyen s'établit à 5 minutes, ce qui est considéré comme un retard faible. En revanche, dès lors que nous portons notre attention sur le retard maximum et/ou le temps de transport effectif maximum, nous remarquons qu'il peut être très important, jusqu'au double du temps de transport annoncé par l'opérateur.

Le tableau 1.3 concerne les temps de transport aérien. Nous séparons les retards à l'arrivée, ce qui correspond au trajet de Paris à Montpellier, et les retards au départ donc les trajets de Montpellier à Paris, ainsi que les données issues des deux aéroports parisiens.

Tableau 1.3 – Statistiques descriptives des temps de transport aérien observés

OD	Obs.	t_a (min)	\bar{r} (min)	r^{min} (min)	r^{max} (min)	\bar{t}_e (min)
Retard à l'arrivée						
CDG - Montpellier	363	80	4	-19	87	65
Orly - Montpellier	557	75	1	-16	80	61
Retard au départ						
Montpellier - CDG	367	90	7	-16	248	–
Montpellier - Orly	558	80	4	-11	87	–

Notations : t_a temps de transport annoncé par la compagnie aérienne, ici Air France ; \bar{r} retard moyen ; r^{min} retard minimum observé ; r^{max} retard maximum observé ; \bar{t}_e temps de transport effectif moyen.

Pour les retards à l'arrivée, nous disposons de 363 observations entre CDG et Montpellier avec un temps de transport annoncé de 80 minutes, alors que le temps de transport effectif moyen est de 65 minutes. Ce constat confirme le fait que les compagnies aériennes annoncent un temps de transport supérieur à celui effectivement nécessaire pour relier une OD.

Le retard moyen est de 4 minutes, ce qui reste un retard modeste. Or en regardant les retards minimum et maximum constatés sur la période, nous remarquons que l'amplitude est large. Au départ de CDG et à l'arrivée à Montpellier, les usagers ont pu arriver avec 19 minutes d'avance et jusqu'à 87 minutes de retard sur l'horaire annoncé. Il en est de même entre Orly et Montpellier. Sur les 557 vols effectués, le retard moyen est d'une minute, mais avec une amplitude allant jusqu'à 16 minutes d'avance et 80 minutes de retard par rapport à l'horaire annoncé. Nous remarquons que le temps de transport annoncé pour relier Orly et Montpellier est inférieur à celui nécessaire pour CDG-Montpellier. Le temps de transport effectif moyen est toujours inférieur au temps annoncé avec un écart de 14 minutes, ce qui constitue une marge de sécurité pour la compagnie aérienne.

D'ailleurs, même si le temps de transport est inférieur entre Orly et Montpellier par rapport au temps de transport entre CDG et Montpellier, la marge de sécurité prévue par la compagnie aérienne est identique, environ 15 minutes.

Pour les retards au départ, nous disposons quasiment du même nombre d'observations que dans le sens Paris-Montpellier pour les deux aéroports. Nous remarquons que les temps de transport annoncés par les compagnies aériennes sont supérieurs à ceux annoncés dans le sens Paris-Montpellier. En revanche, nous ne pouvons pas déterminer le temps de transport effectif moyen puisque nous ne disposons pas de l'heure d'arrivée effective à Paris. Le retard moyen au départ de Montpellier est de 7 minutes en direction de CDG et de 4 minutes en direction d'Orly. Les amplitudes des retards au départ en direction des deux aéroports sont grandes, comprises entre 16 minutes d'avance et 248 minutes de retard au départ pour CDG. À noter, qu'au vu des marges de sécurité prises par les compagnies aériennes sur leurs temps de transport, un départ en retard ne se conclut pas nécessairement par un retard à l'arrivée. En considérant qu'une compagnie aérienne prévoit une marge de sécurité de 15 minutes, il est possible pour elle de respecter ses horaires même si elle a un retard jusqu'à 15 minutes au départ. Cependant, nous ne pouvons pas vérifier empiriquement ce fait avec nos données sur les temps de transport aérien, ce qui constitue une limite à notre analyse de la fiabilité du temps de transport entre Paris et Montpellier dans les deux sens de circulation. Nous remarquons que le trafic aérien est plus important entre Orly et Montpellier qu'entre CDG et Montpellier, quasiment le double de mouvements aériens sur la période du 1^{er} juillet au 30 septembre 2012.

Les tableaux 1.4, 1.5 et 1.6 présentent la répartition des retards pour la période considérée, de juillet à septembre 2012 selon le mode de transport (ferroviaire et aérien) et le sens de circulation.

D'après le tableau 1.4, nous constatons que plus de 77 % des trains arrivent à l'heure, c'est-à-dire avec moins de 5 minutes de retard. Les intervalles de temps

Tableau 1.4 – Répartition du retard ferroviaire

Retard \ Axe	Paris-Montpellier		Montpellier-Paris		Total	
A l'heure	468	73,7 %	511	80,6 %	979	77,2 %
$r \in [5; 30]$	142	22,4 %	93	14,7 %	235	18,5 %
$r \in [31; 60]$	16	2,5 %	20	3,2 %	36	2,8 %
$r \in [61; 120]$	8	1,3 %	9	1,4 %	17	1,3 %
$r \in [121 \text{ et } + [$	1	0,1 %	1	0,1 %	2	0,2 %
Total	635	100 %	634	100 %	1 269	100 %

Note de lecture : Pour chaque OD, la première colonne correspond aux nombres d'observations pour chaque seuil de retard et la deuxième colonne est la part.

de retard font référence aux retards qui nécessitent une compensation par la SNCF²⁴. Les retards compris entre 5 et 30 minutes sont les plus nombreux et représentent 81 % du total des retards. Les retards extrêmes, de plus de 120 minutes sont les plus faibles et ne représentent en effet que 0,7 % du total des retards enregistrés sur la période d'étude. D'après nos données, le transport ferroviaire est majoritairement à l'heure (avec une marge de 5 minutes) ou bien connaît principalement des retards de courte durée (inférieur à 30 minutes). Nous observons même qu'en moyenne, les circulations entre Paris et Montpellier sont plus souvent à l'heure, donc plus fiables, que dans le sens de circulation Montpellier-Paris.

Le tableau 1.5 indique le pourcentage de mouvements aériens en fonction du temps de retard rencontré à l'arrivée à Montpellier depuis les aéroports d'Orly

24. La SNCF définit les règles suivantes pour la compensation en cas de retards pour les usagers : pour un retard inférieur à 30 minutes, les usagers n'ont droit à aucune compensation. Pour un retard compris entre 30 et 60 minutes, les usagers reçoivent l'équivalent de 25 % du titre de transport en bon de voyage. Pour les retards de plus de 60 minutes et inférieurs à 120 minutes, les usagers peuvent obtenir 25 % du titre de transport en bon de voyage ou en remboursement. Pour les retards de plus de 120 minutes et inférieurs à 180 minutes, les usagers peuvent percevoir jusqu'à 50 % du prix du titre de transport. Pour les retards de plus de 180 minutes, ils sont remboursés à hauteur de 75 %. Pour plus de détails sur les modalités de compensation par la SNCF, se référer à la Garantie Ponctualité SNCF (www.voyages-sncf.com/guide/ponctualite).

et CDG. Nous construisons les seuils de retard d'après les analyses de la DGAC (2010, 2011). Dans leur bilan annuel, ils définissent les retards à l'arrivée et au départ, ainsi que les seuils d'analyse. Ainsi, la DGAC considère qu'un avion est à l'heure avec une marge de plus ou moins 3 minutes.

Tableau 1.5 – Répartition du retard aérien à l'arrivée à Montpellier

Retard \ Axe	Orly-Montpellier		CDG-Montpellier	
Avance [15; 60[5	0,90 %	4	1,10 %
Avance [3; 15[234	42,01 %	97	26,72 %
Avance [1; 2]	62	11,13 %	30	8,26 %
A l'heure	24	4,31 %	18	4,96 %
En retard [1; 2]	42	7,54 %	31	8,54 %
En retard [3; 15[145	26,03 %	135	37,19 %
En retard [15; 60[43	7,72 %	47	12,95 %
En retard 60 min et +	2	0,36 %	1	0,28 %
Total	557	100 %	363	100 %

Note de lecture : Pour chaque OD, la première colonne correspond aux nombres d'observations pour chaque seuil de retard et la deuxième colonne est la part.

La répartition du retard à l'arrivée à Montpellier nous autorise à faire quelques constats généraux sur les deux aéroports parisiens. Les arrivées en retard depuis CDG sont plus nombreuses que depuis Orly, représentant respectivement 37 % contre 26 % des mouvements connaissent un retard à l'arrivée compris entre 3 et 15 minutes. Depuis Orly, 42 % des mouvements sont arrivés avec une avance comprise entre 3 et 15 minutes, alors que seulement 27 % des mouvements depuis CDG arrivent avec le même intervalle de temps d'avance. Sur le total du trafic, en retenant la définition d'une arrivée à l'heure de la DGAC (i.e. avec une marge de plus ou moins 3 minutes sur l'horaire annoncé), 23 % des mouvements arrivent à l'heure à Montpellier depuis Orly et 22 % des mouvements arrivent à

l'heure depuis CDG. Les arrivées en retard d'une heure ou plus représentent une part marginale du trafic. Le pourcentage important d'arrivée en avance peut surprendre. Cependant, il s'explique assez facilement par le fait que les compagnies aériennes se prémunissent contre le risque de retard en annonçant un temps de vol supérieur à celui effectivement nécessaire. Pour les vols intérieurs entre Paris et Montpellier, les compagnies prévoient en moyenne 15 minutes de temps supplémentaire. Donc, il apparaît assez logique de trouver un pourcentage relativement élevé d'arrivées en avance comprises entre 3 et 15 minutes.

Le tableau 1.6 donne la répartition des temps de retard au départ de Montpellier vers Orly et CDG.

Tableau 1.6 – Répartition du retard aérien au départ de Montpellier

Retard \ Axe	Montpellier-Orly		Montpellier-CDG	
	Nb	%	Nb	%
Avance [15; 60[0	0,00 %	2	0,54 %
Avance [3; 15[140	25,09 %	76	20,71 %
Avance [1; 2]	78	13,98 %	25	6,81 %
A l'heure	51	9,14 %	20	5,45 %
En retard [1; 2]	70	12,54 %	53	14,45 %
En retard [3; 15[165	29,57 %	126	34,33 %
En retard [15; 60[50	8,96 %	61	16,62 %
En retard 60 min et +	4	0,72 %	4	1,09 %
Total	558	100 %	367	100 %

Note de lecture : Pour chaque OD, la première colonne correspond aux nombres d'observations pour chaque seuil de retard et la deuxième colonne est la part.

Tout d'abord, un départ en avance de plus de 15 minutes est négligeable, 0,54 % des mouvements seulement pour un départ vers CDG ce qui équivaut à deux vols sur la période d'analyse. En effet, pour ce type de vol intérieur, l'heure limite d'enregistrement est fixée à environ 30 minutes avant l'heure de départ in-

diquée sur les titres de transport, et le début de l'embarquement dans l'appareil commence environ 15 à 20 minutes avant l'heure de départ. Par conséquent, il est très rare de pouvoir partir avec plus de 15 minutes d'avance par rapport à l'heure annoncée. Toujours d'après la définition de la DGAC sur les départs à l'heure, environ 36 % des vols partent à l'heure pour Orly et seulement 27 % des vols pour CDG. Les départs en retard de 3 à 15 minutes sont la part la plus importante dans la répartition des retards au départ de Montpellier pour les deux aéroports parisiens avec 29 % vers Orly et 34 % pour CDG. Néanmoins, toujours grâce au fait que les compagnies aériennes se prémunissent contre le risque de retard, il faut noter qu'un départ en retard compris entre 3 et 15 minutes ne se traduit pas nécessairement par une arrivée en retard à destination puisque les compagnies ont une marge de sécurité de 15 minutes environ sur les horaires annoncés par rapport au temps de vol effectif.

En conclusion, la connaissance de la répartition des retards ferroviaires et aériens constitue une première analyse simple de la fiabilité du temps de transport. Dans le sens Paris-Montpellier, 73 % des trains sont arrivés à l'heure tandis que 57 % des avions sont arrivés en avance ou à l'heure. Pour l'autre sens de circulation, 80 % des trains sont à l'heure. Pour le transport aérien, nous ne pouvons pas le savoir avec exactitude puisque nous disposons uniquement du retard au départ qui peut être rattrapé au cours du trajet. En considérant que tous les avions qui sont partis avec maximum 15 minutes de retard ont réussi à le rattraper, alors 87 % des vols sont arrivés à l'heure ou en avance à Paris. Ce que nous savons avec certitude est que plus de 40 % des avions sont partis de Montpellier avec, au minimum, trois minutes de retard par rapport aux horaires annoncés par la compagnie aérienne. Avec cette analyse simple, il apparaît que les déplacements entre Paris et Montpellier dans les deux sens sont plus fiables en utilisant le mode ferroviaire que le mode aérien sur la période de juillet à septembre 2012.

4.2 Estimation du DaR pour le transport collectif

Avant de mener l'analyse de la fiabilité du temps de transport de Paris à Montpellier, nous estimons empiriquement le DaR afin de retenir une seule valeur pour cette nouvelle mesure que nous proposons. Nous traitons séparément le transport ferroviaire et aérien sachant qu'ils n'ont pas les mêmes caractéristiques. Leur différence principale est que le transport aérien peut arriver en avance par rapport à ses horaires, alors que ce n'est pas possible pour le transport ferroviaire. Ce dernier est soit à l'heure, soit en retard.

4.2.1 Transport ferroviaire

Les résultats d'estimation du DaR sont présentés pour trois niveaux de risque différents (i.e. 10 %, 5 % et 1 %) pour les approches non-paramétriques et paramétriques. L'approche paramétrique est testée avec trois lois de distribution du retard, à savoir, la loi Log-Normale, la loi Log-Student et la loi de Weibull²⁵. Les estimations sont réalisées avec les données du transport ferroviaire entre Paris et Montpellier en différenciant les deux sens de circulation afin de déterminer le retard maximum qui peut être rencontré. Pour réaliser les estimations, les données de temps de retard sur le transport ferroviaire sont découpées en deux ensembles. Nous gardons environ 85 % de notre échantillon afin de calibrer les estimations du DaR , ce que nous qualifions de *In-Sample*. Les 15 % de données restantes, ce sont les données *Out-Sample*, permettent de vérifier que les estimations réalisées avec les données *In-Sample* fournissent des résultats cohérents sur les données *Out-Sample*.

Tout d'abord, l'approche non-paramétrique définie par les quantiles empiriques fournit des résultats cohérents pour les trajets de Paris à Montpellier et de Montpellier à Paris (tableau 1.7).

25. Les détails des différentes méthodes d'estimation pour ces trois lois sont présentés dans la section 3.3.

Tableau 1.7 – Estimations du DaR : approche non-paramétrique

Axe		$\alpha = 10 \%$	$\alpha = 5 \%$	$\alpha = 1 \%$
Paris-Montpellier	DaR	15 min	27,3 min	69,6 min
	$VR In-Sample$	9,35 %	5,05 %	1,12 %
	$VR Out-Sample$	6,06 %	3,03 %	1,01 %
Montpellier-Paris	DaR	18 min	31,3 min	92,66 min
	$VR In-Sample$	10,09 %	5,05 %	1,12 %
	$VR Out-Sample$	6,06 %	2,02 %	0,00 %

Pour un niveau de risque $\alpha = 10 \%$, dans le sens Paris-Montpellier, le DaR est de 15 minutes. La probabilité d'avoir un retard supérieur à 15 minutes est de 10 %. Dans ce cas, 90 % des trajets entre Paris et Montpellier auront un retard de maximum 15 minutes. Nous établissons le même type de commentaires pour les autres niveaux de risque considérés. Ainsi, 95 % des trajets entre Paris et Montpellier auront un retard de maximum 27 minutes. Enfin pour le niveau de risque de 1 %, 99 % des trajets entre Paris et Montpellier se réalisent avec un retard de maximum 70 minutes.

Pour les trajets entre Montpellier et Paris, le DaR estimé est toujours supérieur à celui estimé pour le sens Paris-Montpellier. Ainsi, le temps de retard maximum est de 18 minutes pour le niveau de risque $\alpha = 10 \%$, de 31 minutes pour un niveau de risque $\alpha = 5 \%$ et, enfin, de 93 minutes pour un niveau de risque $\alpha = 1 \%$. Donc, nous concluons que les trajets de Montpellier à Paris sont plus risqués ou moins fiables que les trajets de Paris à Montpellier sur la période du 23 juillet au 23 septembre 2012.

D'un point de vue statistique, l'approche non-paramétrique par la méthode des quantiles empiriques est une méthode cohérente au regard des taux de violation VR . Pour que la méthode soit jugée statistiquement bonne, rappelons qu'il

faut que les taux de violation *In-Sample* et *Out-Sample* soient les plus proches possibles du niveau de risque considéré. Nous remarquons que c'est bien le cas pour l'approche non-paramétrique, les taux de violation sont proches des niveaux de risque quels que soient le sens de circulation et le niveau de risque. Il apparaît relativement logique que cette approche soit correcte puisqu'elle est basée sur les données historiques de retard de train sans hypothèse sur la distribution du retard. Par conséquent, elle s'adapte fortement aux données. Cette approche pourrait être préconisée pour la prévision de court terme des retards (e.g. un jour).

Maintenant, analysons les résultats de l'estimation du *DaR* pour l'approche paramétrique avec les trois hypothèses de loi de distribution : la loi Log-Normale, la loi Log-Student et la loi de Weibull.

La SNCF (2012) utilise la loi Log-Normale afin de modéliser la distribution du temps de retard. Par conséquent, nous souhaitons vérifier avec nos données si cette hypothèse fournit des résultats probants. Les résultats d'estimation du *DaR* avec l'hypothèse de distribution Log-Normale sur les temps de retard sont fournis dans le tableau 1.8.

Tableau 1.8 – Estimations du *DaR* : distribution Log-Normale

Axe		$\alpha = 10 \%$	$\alpha = 5 \%$	$\alpha = 1 \%$
Paris-Montpellier	<i>DaR</i>	3,36 min	15,96 min	296,66 min
	<i>VR In-Sample</i>	27,47 %	9,35 %	0,00 %
	<i>VR Out-Sample</i>	20,20 %	6,06 %	0,00 %
Montpellier-Paris	<i>DaR</i>	1,22 min	5,19 min	78,67 min
	<i>VR In-Sample</i>	20,18 %	20,18 %	1,30 %
	<i>VR Out-Sample</i>	15,15 %	15,15 %	0,00 %

Dans ce cas, les taux de violation *In-Sample* et *Out-Sample* indiquent que l'hypothèse de distribution de retard suivant une loi Log-Normale n'apparaît pas

adéquate pour nos données. En effet, les VR sont nettement supérieurs aux taux de risque considérés. Pour un niveau de risque $\alpha = 10\%$, le VR *In-Sample* est de 27 % et de 20 % pour le taux *Out-Sample* dans le sens Paris-Montpellier. Dans l'autre sens de circulation, les VR sont un peu moins élevés, mais restent tout de même supérieurs au niveau de risque $\alpha = 10\%$, un taux de violation *In-Sample* de 20 % et un taux *Out-Sample* de 15 %. Il en est de même pour les autres niveaux de risque $\alpha = 5\%$ et $\alpha = 1\%$. De plus, le DaR estimé avec la loi Log-Normale ne fournit pas toujours des résultats très cohérents et exploitables. Pour un niveau de risque $\alpha = 10\%$, le DaR prévoit un retard maximum de 3 minutes dans le sens Paris-Montpellier et d'une minute dans le sens Montpellier-Paris. Pour $\alpha = 5\%$, le DaR prévoit un temps de retard de maximum 16 minutes entre Paris et Montpellier et de seulement 5 minutes pour l'autre sens de circulation. L'écart entre les deux temps de retard maximum estimés par le DaR est inattendu, sachant que les retards ont des caractéristiques relativement proches dans les deux sens de circulation. Enfin, le DaR estimé pour le niveau de risque $\alpha = 1\%$ est incohérent, en particulier de Paris à Montpellier prévoyant un retard de maximum 297 minutes (4h57). Pour le sens Montpellier-Paris, le retard maximum est de 79 minutes avec un risque de 1 %, ce qui est plus acceptable en termes de prévisions. Malgré une approximation correcte de la distribution du temps de retard dans l'étude réalisée par la SNCF (2012) sur plus de 30 000 observations par la loi Log-Normale, cette hypothèse ne fournit pas les résultats escomptés sur nos données. Ainsi, nous rejetons cette estimation pour notre analyse de la fiabilité du temps de transport ferroviaire.

Ensuite, nous approximations les temps de retard par une distribution Log-Student. Les résultats du DaR estimé sous cette hypothèse sont reportés dans le tableau 1.9.

L'hypothèse de loi Log-Student pour les retards nous amène aux mêmes conclusions que celles réalisées avec l'hypothèse Log-Normale. Les estimations du DaR ne sont pas cohérentes, notamment pour le plus petit niveau de risque consi-

Tableau 1.9 – Estimations du DaR : distribution Log-Student

Axe		$\alpha = 10 \%$	$\alpha = 5 \%$	$\alpha = 1 \%$
Paris-Montpellier	DaR	3,48 min	17,05 min	349 min
	$VR In-Sample$	27,47 %	8,22 %	0,00 %
	$VR Out-Sample$	20,20 %	5,05 %	0,00 %
Montpellier-Paris	DaR	2,23 min	16,28 min	1768,62 min
	$VR In-Sample$	20,18 %	11,58 %	0,00 %
	$VR Out-Sample$	15,15 %	6,06 %	0,00 %

déré ($\alpha = 1 \%$) qui prévoit un retard de maximum 1 768 minutes (1 jour 5 heures et 28 minutes) entre Montpellier et Paris.

Nous avons présenté les résultats de l'estimation du DaR pour ces deux lois de distributions (i.e. Log-Normale et Log-Student) même si elles sont inadaptées pour estimer le retard sur nos données. Cependant, nous pensons que ces deux lois ont un fort potentiel pour modéliser le retard ferroviaire avec un plus grand nombre d'observations.

Enfin, la dernière distribution testée pour modéliser le temps de retard est la loi de Weibull. Cette loi fait partie des distributions des valeurs extrêmes. Le tableau 1.10 donne les résultats de l'estimation du DaR sous cette hypothèse pour le retard ferroviaire.

Nous remarquons que le DaR estimé pour les deux sens de circulation a des valeurs très proches de chaque niveau de risque considéré. Ainsi, pour un niveau de risque $\alpha = 10 \%$, le DaR prévoit un retard de maximum 15 minutes entre Paris et Montpellier dans les deux sens de circulation. Ensuite, pour un niveau de risque $\alpha = 5 \%$, le DaR prévoit 23 minutes de retard maximum entre Paris et Montpellier et 22 minutes dans l'autre sens de circulation. Enfin, pour un niveau de risque $\alpha = 1 \%$, 44 minutes de retard maximum sont prévues dans le sens

Tableau 1.10 – Estimations du DaR : distribution de Weibull

Axe		$\alpha = 10 \%$	$\alpha = 5 \%$	$\alpha = 1 \%$
Paris-Montpellier	DaR	15,28 min	22,82 min	43,92min
	$VR In-Sample$	9,34 %	6,91 %	3,17 %
	$VR Out-Sample$	6,06 %	3,03 %	2,02 %
Montpellier-Paris	DaR	14,67 min	22,46 min	45,05 min
	$VR In-Sample$	12,90 %	7,66 %	2,43 %
	$VR Out-Sample$	9,09 %	3,03 %	0,00 %

Paris-Montpellier contre 45 minutes entre Montpellier et Paris. Les résultats de l'estimation du DaR apparaissent cohérents en termes de temps de retard prévu. De plus, les $VR In-Sample$ et $Out-Sample$ sont relativement proches des niveaux de risques considérés, ce qui confirme une bonne adéquation de la distribution de Weibull pour modéliser le retard de nos données.

D'un point de vue statistique, c'est-à-dire au regard des $VR In-Sample$ et $Out-Sample$, nous préconisons l'utilisation de l'approche non-paramétrique avec les quantiles empiriques ou l'approche paramétrique avec l'hypothèse de distribution de Weibull pour les retards. L'estimation du DaR avec l'hypothèse de distribution de Weibull peut être plus adaptée pour des prévisions à moyen terme du retard maximum (2 ou 3 jours) puisqu'elle va s'éloigner des données pour fournir des prévisions et par conséquent, trouver un certain juste milieu entre les retards passés et les retards futurs.

En conclusion, nous choisissons une seule estimation du DaR pour l'analyse de la fiabilité. Pour le transport ferroviaire, notre choix se porte sur l'estimation du DaR avec l'hypothèse de la loi de Weibull. Cette distribution a l'avantage de fournir des prévisions à plus long terme avec de meilleurs résultats comparée à l'approche non-paramétrique. Nous retenons le niveau de risque $\alpha = 5 \%$. Ainsi,

pour les trajets de Paris à Montpellier et dans le sens inverse, le retard maximum atteint dans 5 % des déplacements est d'environ 23 minutes.

4.2.2 Transport aérien

Pour le transport aérien, nous proposons les résultats d'estimation du DaR de l'approche non-paramétrique et avec l'hypothèse de distribution des retards suivant une loi Normale. Nous choisissons plus de niveaux de risque que dans le cadre du transport ferroviaire puisque le transport aérien peut arriver en avance par rapport aux horaires annoncés. Pour les estimations empiriques, comme pour le transport ferroviaire, nous découpons notre base de données en deux sous-échantillons. Le *In-Sample* permet de calibrer le modèle avec environ 85 % des observations et le *Out-Sample* avec les 15 % d'observations restantes afin de vérifier l'adéquation du calibrage du modèle sur les données observées. Pour les grandes valeurs du niveau de risque (i.e. 90 %, 95 % et 99 %), le DaR estime le temps d'avance maximum, tandis que pour les plus petites valeurs du niveau de risque (i.e. 1 %, 5 % et 10 %), le DaR estime le temps de retard maximum.

Le tableau 1.11 donne les résultats de l'estimation du DaR par l'approche non-paramétrique de Paris vers Montpellier pour ces six niveaux de risque.

Pour l'approche non-paramétrique, les valeurs négatives du DaR correspondent au temps d'avance, tandis que les valeurs positives correspondent au temps de retard. Ainsi, pour un niveau de risque $\alpha = 95 \%$, le DaR prévoit un temps d'avance de 11 minutes maximum. Il y a donc une probabilité de 5 % d'arriver avec 11 minutes d'avance maximum par rapport à l'horaire annoncé pour les trajets entre Orly et Montpellier. Pour un niveau de risque $\alpha = 5 \%$, le DaR prévoit un retard de maximum 23 minutes pour les trajets entre Orly et Montpellier ce qui représente une probabilité de 5 % d'arriver avec un retard supérieur à 23 minutes pour ce trajet sur la période d'analyse.

Tableau 1.11 – Estimations du DaR à l'arrivée : approche non-paramétrique

Trajet entre Orly et Montpellier						
α	99 %	95 %	90 %	10 %	5 %	1 %
DaR	-13 min	-11 min	-9 min	15 min	23,15 min	41 min
$VR In-Sample$	98,00 %	93,00 %	88,00 %	10,00 %	5,00 %	1,00 %
$VR Out-Sample$	98,00 %	94,00 %	82,00 %	1,00 %	1,00 %	1,00 %
Trajet entre CDG et Montpellier						
α	99 %	95 %	90 %	10 %	5 %	1 %
DaR	-14 min	-10 min	-7 min	18 min	30 min	45 min
$VR In-Sample$	99,00 %	94,00 %	88,00 %	10,00 %	4,00 %	1,00 %
$VR Out-Sample$	96,00 %	87,00 %	79,00 %	1,00 %	1,00 %	0,00 %

Concernant les trajets entre CDG et Montpellier, les temps d'avance maximums prévus par le DaR sont très proches de ceux estimés pour Orly. Donc, pour un niveau de risque $\alpha = 95 \%$, le temps d'avance est de 10 minutes. Pour un niveau de risque $\alpha = 5 \%$, le DaR prévoit un retard maximum de 30 minutes ce qui est supérieur au temps de retard estimé pour Orly. Ce constat montre que les trajets entre CDG et Montpellier sont plus risqués que ceux entre Orly et Montpellier au sens où ils sont plus souvent en retard.

D'un point de vue statistique, nous remarquons que les $VR In-Sample$ pour les deux trajets sont toujours très proches du niveau de risque considéré, ce qui est signe d'une bonne modélisation du DaR . Cependant, les $VR Out-Sample$ ne sont pas aussi proches, ce qui pose un problème en termes de validité statistique. En effet, il est logique que le $VR In-Sample$ soit très proche puisqu'il est basé sur les données qui servent à calibrer le modèle. Un écart du $VR Out-Sample$ signifie que le comportement des temps de retard n'est pas stationnaire au cours du temps.

Si c'était le cas, les valeurs du *VR Out-Sample* seraient également proches des niveaux de risque.

Le tableau 1.12 présente les résultats de l'estimation du *DaR* sous l'hypothèse d'une distribution du temps de retard suivant une loi Normale.

Tableau 1.12 – Estimations du *DaR* à l'arrivée : approche paramétrique sous l'hypothèse de distribution Normale

Trajet Orly et Montpellier						
α	99 %	95 %	90 %	10 %	5 %	1 %
<i>DaR</i>	-23,98 min	-16,41 min	-12,38 min	16,09 min	20,13 min	27,70 min
<i>VR In-Sample</i>	100,00 %	100,00 %	98,00 %	9,00 %	6,00 %	3,00 %
<i>VR Out-Sample</i>	100,00 %	100,00 %	98,00 %	1,00 %	1,00 %	1,00 %
Trajet CDG et Montpellier						
α	99 %	95 %	90 %	10 %	5 %	1 %
<i>DaR</i>	-23,77 min	-15,24 min	-10,69 min	21,40 min	25,95 min	34,48 min
<i>VR In-Sample</i>	100,00 %	99,00 %	97,00 %	8,00 %	6,00 %	4,00 %
<i>VR Out-Sample</i>	100,00 %	98,00 %	88,00 %	1,00 %	1,00 %	1,00 %

Entre Orly et Montpellier, pour un niveau de risque $\alpha = 95 \%$, le *DaR* prévoit un temps d'avance de 16 minutes maximum. Pour un niveau de risque $\alpha = 5 \%$, le *DaR* prévoit un temps de retard de maximum 20 minutes. Et entre CDG et Montpellier, pour un niveau de risque $\alpha = 95 \%$, le *DaR* prévoit un temps d'avance de maximum 15 minutes. Pour un niveau de risque $\alpha = 5 \%$, le *DaR* prévoit un temps de retard maximum de 26 minutes.

Les résultats empiriques du *DaR* pour les deux trajets sont cohérents sur les valeurs estimées. Il n'y a pas de valeurs extrêmes de temps de retard ou d'avance qui ne puissent être expliquées. Néanmoins, lorsque nous regardons les *VR In-Sample* et *Out-Sample*, nous ne pouvons pas valider ces résultats, puisque ces der-

niers s'éloignent assez fortement des niveaux de risque considérés. Ainsi, nous concluons que l'hypothèse de distribution du temps de retard selon une loi Normale n'est pas une hypothèse valide pour notre période d'analyse. Ce résultat s'explique assez facilement, la loi Normale implique que les avions arrivent autant en retard qu'en avance, mais surtout avec le même temps d'avance et de retard. Les embarquements à bord d'un avion ne s'effectuent pas plusieurs heures avant le départ. Il est donc quasi impossible d'avoir un temps d'avance de plus de 15 minutes, alors que les retards de plus de 15 minutes sont plus courants. Ceci explique l'inadéquation de l'hypothèse de la loi Normale pour l'estimation du DaR .

Maintenant, regardons les estimations du DaR dans le sens Montpellier-Paris. Le tableau 1.13 présente les résultats de l'estimation du DaR pour l'approche non-paramétrique au départ de Montpellier vers les aéroports d'Orly et CDG.

Tableau 1.13 – Estimations du DaR au départ : approche non-paramétrique

Trajet Montpellier - Orly						
α	99 %	95 %	90 %	10 %	5 %	1 %
DaR	-11,26 min	-6,10 min	-5 min	16 min	24,10 min	51,56 min
VR In-Sample	97,85 %	94,99 %	89,26 %	9,55 %	5,01 %	1,19 %
VR Out-Sample	97,84 %	94,96 %	82,01 %	3,60 %	2,16 %	1,44 %
Trajet Montpellier - CDG						
α	99 %	95 %	90 %	10 %	5 %	1 %
DaR	-11,26 min	-8 min	-5 min	23,60 min	30,60 min	68,42 min
VR In-Sample	98,91 %	93,82 %	87,27 %	10,18 %	5,09 %	1,09 %
VR Out-Sample	95,65 %	94,57 %	84,78 %	2,17 %	0,00 %	0,00 %

Au départ de Montpellier, le DaR prévoit 6 minutes d'avance maximum pour un niveau de risque $\alpha = 95 \%$ et un retard de maximum 24 minutes avec un ni-

veau de risque $\alpha = 5 \%$ vers Orly. Vers CDG, le *DaR* prévoit 8 minutes d'avance maximum pour un niveau de risque $\alpha = 95 \%$ et un retard maximum de 31 minutes pour un niveau de risque $\alpha = 5 \%$.

D'un point de vue statistique, nous arrivons aux mêmes conclusions que dans le sens des arrivées à l'aéroport de Montpellier. Les *VR In-Sample* sont très proches du niveau de risque quel que soit le niveau retenu. Tandis que les *VR Out-Sample* s'éloignent des niveaux de risque considérés.

Le tableau 1.14 présente les résultats de l'estimation du *DaR* pour l'approche paramétrique avec l'hypothèse de distribution du temps de retard qui suit une loi Normale au départ de Montpellier vers les aéroports d'Orly et CDG.

Tableau 1.14 – Estimations du *DaR* au départ : Approche paramétrique sous l'hypothèse de distribution Normale

Trajet entre Montpellier et Orly						
α	99 %	95 %	90 %	10 %	5 %	1 %
<i>DaR</i>	-22,05 min	-14,32 min	-10,20 min	18,88 min	23 min	30,73 min
<i>VR In-Sample</i>	100,00 %	100,00 %	100,00 %	6,21 %	5,25 %	2,87 %
<i>VR Out-Sample</i>	100,00 %	100,00 %	99,28 %	3,60 %	2,16 %	1,44 %
Trajet entre Montpellier et CDG						
α	99 %	95 %	90 %	10 %	5 %	1 %
<i>DaR</i>	-38,49 min	-25 min	-17,81 min	32,90 min	40,09 min	53,57 min
<i>VR In-Sample</i>	100,00 %	100,00 %	100,00 %	4,36 %	2,18 %	1,82 %
<i>VR Out-Sample</i>	100,00 %	100,00 %	100,00 %	0,00 %	0,00 %	0,00 %

Au départ de Montpellier, le *DaR* prévoit 14 minutes d'avance maximum pour un niveau de risque $\alpha = 95 \%$ et un retard maximum de 23 minutes avec un niveau de risque $\alpha = 5 \%$ vers Orly. Vers CDG, le *DaR* prévoit 25 minutes

d'avance maximum pour un niveau de risque $\alpha = 95 \%$ et un retard maximum de 40 minutes pour un niveau de risque $\alpha = 5 \%$.

Comme dans le sens des arrivées à Montpellier, nous concluons que la loi Normale comme hypothèse de distribution du temps de retard n'est pas satisfaisante. En effet, les *VR In-Sample* et *Out-Sample* ne sont pas suffisamment proches des niveaux de risque considérés et les écarts sont importants entre les deux.

En conclusion, dans le transport aérien, nous retenons l'estimation du *DaR* selon l'approche non-paramétrique pour les niveaux de risque $\alpha = 5 \%$ et $\alpha = 95 \%$. Pour les trajets entre Paris et Montpellier, le temps d'avance est de 11 minutes maximum au départ d'Orly et de 10 minutes maximum au départ de CDG, tandis que le retard maximum est respectivement de 23 minutes et de 30 minutes. Enfin, pour les trajets de Montpellier à Paris, les retards au départ sont compris entre 6 minutes d'avance maximum et 24 minutes de retard maximum vers Orly et entre 8 minutes d'avance maximum et 30 minutes de retard maximum vers CDG.

4.3 Résultats de la fiabilité

Nous disposons de l'ensemble des données nous permettant de définir les mesures de la fiabilité du temps de transport ferroviaire et aérien. Généralement, ces mesures sont utilisées afin de qualifier la performance d'un réseau de transport. Or, nous souhaitons connaître les mesures les plus adaptées pour les usagers afin de les aider dans leur prise de décision, notamment sur le choix du mode de transport. Nous étudions l'OD de Paris à Montpellier et en sens inverse. Nos données couvrent la période de juillet à septembre 2012. Nous présentons les résultats des différentes mesures en séparant les deux sens de circulation ainsi que les deux modes de transport ferroviaire et aérien, ce dernier étant lui-même divisé par aéroport. La tableau 1.15 nous fournit les résultats des différentes mesures de la fiabilité du temps de transport applicables au transport collectif.

Tableau 1.15 – Mesures de la fiabilité entre Paris et Montpellier

OD	Paris-Montpellier			Montpellier-Paris			
	Modes	Train	Orly	CDG	Train	Orly	CDG
Mesures							
\bar{r} (min)		5	1	4	5	7	4
σ (min)		17	11	12	18	18	11
TTW (min)		[0; 17]	[-10; 11]	[-8; 16]	[0; 18]	[-11; 24]	[-7; 14]
TTW_2 (min)		[0; 34]	[-20; 22]	[-20; 28]	[0; 36]	[-29; 42]	[-18; 25]
BT (min)		28	20	21	31	18	22
Florida		71,00 %	55,89 %	49,58 %	83,00 %	90,32 %	82,24 %
$DaR_{0,95}$ (min)		23	23	30	23	24	30
$DaR_{0,05}$ (min)		-	-11	-10	-	-6	-8

Tout d'abord, les deux sens de circulation ont des valeurs relativement proches au sein d'une même mesure. L'écart-type est compris entre 11 minutes et 18 minutes. La différence entre l'écart-type maximum et minimum est donc relativement faible. Au regard des mesures statistiques et de sécurité (BT), le transport aérien apparaît plus fiable que le transport ferroviaire avec notamment des écarts-types plus faibles et un temps de sécurité BT à prévoir par rapport aux horaires annoncés moins important. En revanche, la mesure *Florida* qui permet de déterminer le nombre de trajets qui sont réalisés sous un certain de retard jugé acceptable pour les usagers, est plus fiable (70 %) pour le secteur ferroviaire sur l'OD Paris-Montpellier, contre 56 % au départ d'Orly et 50 % au départ de CDG. En parallèle, nous remarquons que l'aéroport d'Orly respecte plus les horaires comparé à CDG, et par conséquent, est plus fiable. Ce constat se vérifie dans l'autre sens de circulation. Ce manque de fiabilité pour le transport aérien est gênant puisque les compagnies aériennes prennent déjà des marges de sécurité pour se prémunir contre le retard. Malgré ces marges, elles n'arrivent pas obtenir des

niveaux de fiabilité importants. Ces marges de sécurité sont très proches des valeurs obtenues avec la mesure de sécurité qui indique que les usagers doivent prévoir environ 20 minutes de temps de transport supplémentaires par rapport à l'heure affichée pour être à l'heure dans 95 % des cas. Concernant le transport ferroviaire, les trains effectuant le trajet de Montpellier vers Paris respectent mieux leurs horaires que dans l'autre sens de circulation, même si de Montpellier à Paris, les mesures statistiques et la mesure de sécurité sont supérieures aux valeurs trouvées pour l'OD Paris-Montpellier.

Du point de vue de l'utilisateur, au regard de toutes ces mesures, les usagers prévoyant une marge de 30 minutes entre l'heure d'arrivée prévue et l'heure de départ de leur correspondance ou d'un rendez-vous ont eu 95 % de chance de poursuivre leur déplacement sans difficulté ou d'avoir été présents à leur rendez-vous sans retard. Les valeurs annoncées par le *BT* sont inférieures aux valeurs prédites par le *DaR*, sauf pour le transport ferroviaire où la relation est inversée. Nous accordons une plus grande confiance aux valeurs annoncées par le *DaR* puisque, lors de l'estimation empirique, nous avons calibré notre estimation avec l'échantillon *In-Sample* et l'avons vérifié avec notre échantillon *Out-Sample*. Nous constatons que la valeur prédite par le *DaR* était cohérente, ce qui n'est pas le cas de la mesure *BT* qui ne fait pas de prévision. La valeur de 28 minutes de temps supplémentaire dans le sens Paris-Montpellier est extraite des données passées sur l'ensemble de la période d'analyse. Un événement exceptionnel est pondéré de la même manière qu'une arrivée en retard, ce qui n'est pas le cas avec le *DaR* surtout pour le transport ferroviaire et l'hypothèse de distribution du retard selon une loi de Weibull.

Si nous devions présenter une seule mesure aux usagers, nous pouvons hésiter entre la mesure *BT* et le *DaR*. En termes d'explication, les deux mesures sont relativement similaires. Cependant, le *DaR* est plus robuste du point de vue de la prévision. Ce type d'analyse sur la fiabilité du temps de transport peut être

réalisée pour des niveaux de précision plus importants, par exemple, en fonction des jours de la semaine ou d'un horaire en particulier.

Finalement, fournir de l'information aux usagers sur la fiabilité du temps de transport peut les aider dans leur choix lors de l'organisation d'un déplacement, en particulier lorsqu'ils ont des horaires précis à respecter. Cependant, nous sommes bien conscients que la fiabilité du temps de transport n'est pas le seul facteur qui influence leur choix. Les caractéristiques du déplacement tels que le temps de transport total, le prix du billet, mais également des facteurs propres à chaque individu comme leur aversion au risque à l'égard du temps de transport vont jouer un rôle important.

5 Conclusion

Ce chapitre traite de la mesure de la fiabilité du temps de transport. Tout d'abord, nous présentons l'ensemble des mesures utilisées dans le contexte routier afin d'analyser essentiellement les phénomènes de congestion. Ces mesures (i.e. statistique, de sécurité, *tardy trip*, probabiliste) sont relativement simples à adapter au transport collectif. Généralement, il faut utiliser le retard qui se définit comme la différence entre l'heure d'arrivée effective et l'heure d'arrivée prévue par l'opérateur de service. Il est admis également de remplacer le temps de transport moyen ou médian par le temps de transport annoncé par l'opérateur pour le mode ferroviaire. Cependant, ces différentes mesures issues de la littérature ne sont pas toutes compréhensibles par les usagers, ce qui nous a amené à déterminer une nouvelle mesure de la fiabilité du temps de transport, le *DaR*.

Cette mesure, adaptée de la *VaR*, présente plusieurs avantages par rapport aux mesures usuelles de la littérature. Le *DaR* est compréhensible par les usagers. Il permet de faire des analyses ex post de la fiabilité du temps de transport mais également, de faire de la prévision sur les futurs retards, ce qui n'est pas

évident avec les autres mesures de la fiabilité du temps de transport. Nous montrons également le caractère opérationnel des mesures de la fiabilité en analysant l'OD Paris-Montpellier sur une période de trois mois entre juillet et septembre 2012 pour le transport ferroviaire et aérien. Cette analyse empirique conclut à une fiabilité plus importante du transport aérien pour l'OD Paris-Montpellier et à l'utilisation de la mesure *DaR* comme information à communiquer aux usagers.

Finalement, la mesure *DaR* nous semble être une mesure complète pour la fiabilité du temps de transport collectif au sens où l'ensemble des acteurs du marché du transport peut l'utiliser. Les usagers ont donc des informations sur le retard maximum qu'ils peuvent subir sur un trajet. Cette information leur permet de mieux organiser leur déplacement notamment en cas de correspondances ou de changement de mode de transport, ou même de programmer leur rendez-vous. L'utilisation des méthodes non-paramétriques pour l'estimation du *DaR* peut permettre de déterminer les niveaux de retards atteints. Les opérateurs de transport ou les gestionnaires d'infrastructure pourraient utiliser cette méthode afin de fournir les rapports de fiabilité exigés par les règlements européens. Également, ils pourraient identifier les portions du réseau les moins fiables en vue d'investir dans les infrastructures nécessaires pour améliorer la fiabilité du temps de transport. De plus, il est possible d'intégrer cette mesure dans la détermination des politiques tarifaires des opérateurs de services, notamment auprès des opérateurs ferroviaires. Comme les opérateurs ferroviaires européens sont contraints par le règlement n° 1371/2001 d'indemniser leurs usagers en cas de retard supérieur à 60 minutes, la prise en compte du *DaR* dans leurs politiques tarifaires permettrait de moduler leurs tarifs en fonction de la probabilité de retard. Ce qui se traduit, par exemple, par la mise en place de tarifs qui maximisent le profit de l'opérateur tout en minimisant le montant des indemnités à payer en cas de retard. Ceci peut impliquer une baisse des prix des billets de transport pour les trains qui ont la plus grande probabilité d'avoir un retard important d'après le

DaR. Une diminution des prix réduirait le montant de l'indemnisation à verser puisqu'elle se détermine comme une part du prix du billet payé par l'utilisateur.

En conclusion, la mesure *DaR* a un potentiel important de développement dans d'autres thématiques de recherches liées au transport, comme la tarification des services de transport ou la performance des réseaux de transport.

Chapitre 2

Valorisation monétaire de la fiabilité du temps de transport

Sommaire

1	Introduction	89
2	État de l'art de la modélisation de la fiabilité du temps de transport	93
3	Valeurs monétaires de la fiabilité du temps de transport issues de la littérature	111
4	Cadre théorique intégrant l'attitude à l'égard de la fiabilité du temps de transport	124
5	Application empirique	167
6	Conclusion	183

Liste des acronymes

ATOC	<i>Association of Train Operating Companies</i>
CARA	<i>Constant Absolute Risk Aversion</i>
CARP	<i>Constant Absolute Reliability Proneness</i>
CRRA	<i>Constant Relative Risk Aversion</i>
DARP	<i>Decreasing Absolute Reliability Proneness</i>
DS1	Dominance stochastique d'ordre 1
DS2	Dominance stochastique d'ordre 2
DS3	Dominance stochastique d'ordre 3
EC	Équivalent Certain
IARP	<i>Increasing Absolute Reliability Proneness</i>
INSEE	Institut National de la Statistique et des Études Économiques
ITLS	<i>Institute of Transport and Logistics Studies</i>
OD	Origine-Destination
PAT	<i>Preferred Arrival Time</i>
II	Prime de fiabilité
RNB	Revenu National Brut
RP	<i>Revealed Preference</i>
RR	<i>Reliability Ratio</i>
SD	<i>Schedule Delay</i>
SDE	<i>Schedule Delay Early</i>
SDL	<i>Schedule Delay Late</i>
SNCF	Société Nationale des Chemins de Fers
SP	<i>Stated Preference</i>
UC	<i>Unité de Consommation</i>
VETTS	<i>Value Expected of Travel Time Saving</i>
VOL	<i>Value Of Lateness</i>
VOR	<i>Value Of Reliability</i>
VTTS	<i>Value of Travel Time Saving</i>

1 Introduction

L'évaluation de projets d'investissement en infrastructure de transport motive la recherche de valeurs monétaires pour l'ensemble des coûts et des avantages non marchands, tels que le temps de transport économisé, la fiabilité, l'environnement, le confort. Ces évaluations représentent des outils d'aide à la décision afin de juger de l'opportunité de réaliser un investissement public. Dans la plupart des pays développés, les méthodes d'évaluation sont encadrées par les ministères des Transports, ce qui donne lieu à de nombreux règlements, guides méthodologiques, etc. La France ne fait pas exception. Ainsi, l'instruction-cadre du 16 juin 2014 relative aux méthodes d'évaluations économiques des grands projets d'infrastructure de transport¹ indique la méthodologie à suivre. Une des premières étapes à réaliser est la prévision des trafics. Elle est étroitement liée à l'offre et à la demande de transport sur un territoire donné. Pour déterminer cette demande, l'approche par les modèles microéconomiques (statistiques ou agrégés) en cinq étapes est la plus commune. Les étapes sont la génération, l'attraction, la distribution géographique, le choix modal et le choix d'itinéraire. Il est possible d'ajouter deux étapes supplémentaires, le choix des horaires et la recherche de stationnement. Cette dernière est spécifique aux zones urbaines². La figure 2.1 présente les différentes étapes de l'approche par les modèles microéconomiques.

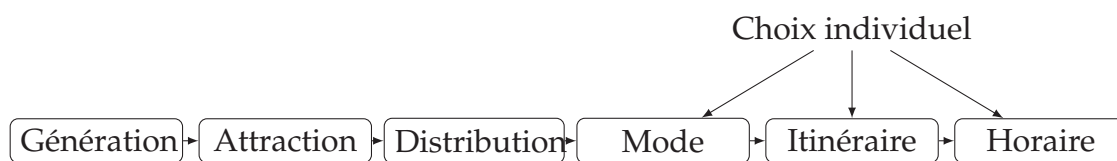


Figure 2.1 – Étapes des modèles microéconomiques

1. Suite à la publication du rapport Quinet (2013), l'instruction cadre du 16 juin 2014 remplace celle du 25 mars 2004. Elle est complétée par une note technique du 27 juin 2014 relative à l'évaluation des projets de transport publiée par la direction générale des Infrastructures, des Transports et de la Mer.

2. Dans le cadre de l'analyse de la fiabilité du temps de transport, nous ne prendrons pas en compte cette dernière étape concernant la recherche de stationnement.

Lors de la phase de génération des déplacements, nous modélisons le nombre de déplacements effectués à partir d'un centre d'émission. S'en suit la phase d'attraction qui modélise le nombre de déplacements captés par un centre de réception. La distribution géographique des déplacements permet de répartir les déplacements entre les différentes OD possibles. Ces trois premières étapes permettent de reconstruire la répartition des flux entre les OD. Elles peuvent être réalisées de manière séquentielle ou simultanée. Les trois dernières étapes de choix individuel nous intéressent tout particulièrement dans la mesure où elles s'inscrivent dans le champ d'analyse de la fiabilité du temps de transport. L'étape du choix modal fournit la répartition entre les différents modes de transport pour chaque ensemble de trajets. L'étape du choix d'itinéraire permet de répartir les usagers d'un mode donné sur les différents itinéraires disponibles entre une OD. L'étape du choix d'horaire détermine la répartition des individus en fonction de leur heure de départ principalement. Ces trois choix sont liés à des questions comportementales et donc modélisables via des fonctions d'utilité individuelle. Ces fonctions d'utilité dépendent des caractéristiques socioéconomiques des individus (e.g. le revenu, l'âge, le genre), mais également d'attributs liés au mode de transport comme le prix, le temps de transport, le confort ou encore la fiabilité. L'estimation de ces modèles permet de déterminer les dispositions à payer pour économiser du temps de transport qui sont directement utilisées dans les évaluations de projets d'investissement en infrastructure de transport.

L'objectif de ce chapitre est de proposer un cadre théorique permettant de déterminer la disposition à payer des individus pour améliorer la fiabilité du temps de transport. Cette dernière pourra enfin être prise en compte dans les évaluations de projets en infrastructure de transport. Soulignons que l'intégration de la fiabilité dans les évaluations de projets est vivement encouragée dans le rapport Quinet (2013) recommandant en effet de « *prendre en compte la fiabilité du temps de transport dans les analyses socioéconomiques* » (Rapport Quinet, 2013, Tome 1, p. 160). Néanmoins, à la lecture de ce rapport, il apparaît que la recherche et la modélisa-

tion qui en découlent ne sont pas encore aussi consensuelles que celles relatives à la valeur du temps de transport économisé par exemple. Or, la fiabilité va avoir un impact sur le choix du mode de transport, de l'itinéraire ou encore de l'heure de départ. Même si ce n'est pas toujours évident au regard de la littérature, il semble que les modèles traitant de la fiabilité du temps de transport aient été développés de manière à pouvoir s'insérer plus ou moins facilement dans ces différentes étapes de modélisation de la demande.

Du point de vue théorique, il existe trois grandes approches pour modéliser la fiabilité du temps de transport. Tout d'abord, l'approche moyenne-variance (Jackson et Jucker, 1982) où l'idée fondamentale est d'intégrer directement un indicateur de la dispersion du temps de transport (e.g. la variance, l'écart-type) dans la fonction d'utilité individuelle ou la fonction de coût pour prendre en compte la fiabilité. Ensuite, l'approche *Schedule Delay (SD)* voit le jour en 1982 suite aux travaux de Small (1982). Cette fois, la fonction d'utilité individuelle intègre des quantités de temps déduites d'un point de référence pour l'utilisateur. Généralement, le point de référence va être l'heure d'arrivée préférée par un individu, et les quantités de temps vont être soit du temps d'avance par rapport à cette référence, le *Schedule Delay Early (SDE)*, soit du temps de retard par rapport à cette même référence, *Schedule Delay Late (SDL)*. Cette approche renvoie directement au choix de l'heure de départ. La dernière approche est celle en termes de *mean-lateness* développée initialement par l'*Association of Train Operating Companies*³ (ATOC, 2005) pour le transport ferroviaire en Grande-Bretagne. En effet, suite à la privatisation en 1993 du transport ferroviaire en Grande-Bretagne, celui-ci connaît de nombreuses difficultés en termes de fiabilité dues à l'augmentation du nombre de trains en circulation. Par conséquent, l'ATOC développe un mo-

3. L'*Association of Train Operating Companies* est un organisme représentant les sociétés ferroviaires de transport de voyageurs en Grande-Bretagne. Elle a été mise en place par les opérateurs ferroviaires lors de leur privatisation en 1993. Le but de l'ATOC est de préserver et d'améliorer le réseau ferroviaire national pour les passagers en fournissant, par exemple, des horaires nationaux.

dèle qui intègre la fiabilité comme étant le retard moyen des trains. La section 2 présente ces trois approches théoriques, ainsi que la manière de valoriser monétairement la fiabilité du temps de transport qui en découle. La section 3 présente les valeurs monétaires de la fiabilité issues de la littérature économique sur ce domaine. Nous regroupons les différents travaux de recherche selon qu'ils traitent du choix du mode de transport, du choix d'itinéraires et du choix d'horaires.

À l'issue des revues de la littérature théorique et empirique, nous exposons notre modèle pour prendre en compte la fiabilité du temps de transport. Nous utilisons le cadre d'analyse de l'utilité espérée qui reste encore le plus largement utilisé dans la littérature économique. Il nous permet de montrer les incidences de la prise en compte de l'attitude à l'égard de la fiabilité du temps de transport et de la prudence sur la valeur du temps et de la fiabilité du temps de transport. Nous développons le concept de *reliability proneness* qui traduit le principe de l'aversion au risque sur le temps de transport, c'est-à-dire le fait que les individus n'aiment pas la variabilité du temps de transport, ils ont une préférence pour la fiabilité du temps de transport. Dans la littérature, les auteurs discutent de l'aversion au risque affectant le temps de transport⁴. Nous utilisons de manière équivalente la préférence pour la fiabilité du temps de transport. Nous revisitons le concept de la valeur du temps de transport économisé (*VTT*) et surtout nous développons deux mesures pour la fiabilité du temps de transport en nous appuyant sur le concept de prime de risque d'Arrow (1965) et de Pratt (1964). D'une part, nous obtenons une prime de fiabilité notée Π exprimée en unité de temps de transport et d'autre part, la valeur de la fiabilité (*VOR*) exprimée en terme monétaire en vue d'une intégration directe dans les évaluations de projets d'investissement en infrastructure de transport.

La section 5 illustre empiriquement notre approche théorique. Nous mettons en place une enquête en préférences déclarées calibrée sur le transport ferroviaire.

4. À noter que dans de nombreux travaux, les auteurs discutent de l'aversion au risque sans préciser explicitement qu'il affecte le temps de transport.

Les données nous permettent de déterminer la *VTT*, la prime de fiabilité et la *VOR* à l'aide d'estimations économétriques. Nous montrons que notre modèle théorique est facilement estimable et fournit des résultats cohérents. Ainsi, un individu *reliability prone* et prudent obtient une *VTT* croissante convexe du temps de transport et une *VOR* croissante avec le temps de transport. La section 6 conclut.

2 État de l'art de la modélisation de la fiabilité du temps de transport

La littérature concernant la modélisation de la fiabilité du temps de transport fait émerger trois approches dominantes : l'approche moyenne-variance, l'approche *schedule delay* et enfin l'approche *mean-lateness*. Elles composent le socle actuel de la recherche en économie des transports sur les questions de la fiabilité du temps de transport. Nous présentons ces trois approches en mettant en lumière les différentes manières de monétariser la fiabilité du temps de transport.

2.1 Approche moyenne-variance

Jackson et Jucker (1982) développent l'approche moyenne-variance. Ils sont les premiers à intégrer directement un paramètre caractérisant la variabilité du temps de transport dans la fonction d'utilité des individus. Ce paramètre va rendre compte de la fiabilité du temps de transport. La fonction d'utilité de l'approche moyenne-variance se définit comme suit :

$$U_i = \alpha \bar{t}_i + \beta \sigma_i \quad (1)$$

expression dans laquelle \bar{t}_i est le temps de transport moyen avec $\alpha < 0$, l'utilité marginale du temps de transport négative, et σ_i caractérise la variabilité du temps

de transport (e.g. l'écart-type du temps de transport). Jackson et Jucker (1982) supposent que β est un coefficient de la distribution de l'aversion au risque affectant le temps de transport. Cependant, il faut attendre les travaux de Senna (1994) pour que la notion d'aversion au risque apparaisse formellement.

Ainsi, Senna (1994) reprend le modèle de Jackson et Jucker (1982) en l'appliquant au cadre théorique de l'utilité espérée :

$$EU_i = \alpha E(t_i^\beta) + \lambda c_i \quad (2)$$

Le développement de l'expression (2) permet d'exprimer la fonction d'utilité espérée suivante⁵ :

$$EU_i = \alpha \left\{ \left[E t_i^{\beta/2} \right]^2 + \left[\sigma \left(t_i^{\beta/2} \right) \right]^2 \right\} + \lambda c_i \quad (3)$$

avec t_i le temps de transport, σ^2 la variance du temps de transport et c_i le coût du transport. Les paramètres α , β et λ sont à estimer. Ils caractérisent respectivement l'utilité marginale du temps de transport, l'attitude à l'égard du risque et l'utilité marginale du coût du transport. Senna (1994) montre qu'il est possible de caractériser plusieurs attitudes à l'égard du risque en fonction de la valeur prise par le paramètre β . Les individus sont hostiles au risque si la fonction d'utilité est strictement convexe, ce qui implique $\beta > 1$. Les individus sont preneurs de risque si la fonction d'utilité est strictement concave. Senna (1994) n'estime pas empiriquement la valeur du paramètre β . Il va imposer des valeurs afin de retrouver les différents comportements des usagers à l'égard du risque.

5. Senna (1994) montre qu'il est possible d'exprimer $E(t_i^\beta) = E(t_i^{\beta/2}) \times E(t_i^{\beta/2})$. D'après les propriétés de l'opérateur espérance lorsque X et Y ne sont pas indépendants, il vient : $E(XY) = E(X) \times E(Y) + Cov(X, Y)$ avec $Cov(X, Y) = \Gamma_{X,Y} \times \sigma_X \times \sigma_Y$. Ici $X = Y = t_i^{\beta/2}$ et $\Gamma_{X,Y} = 1$ alors $\sigma_X \times \sigma_Y = [\sigma(X)]^2 = \left[\sigma(t_i^{\beta/2}) \right]^2$ et $E(X) \times E(Y) = [E(X)]^2 = \left[E(t_i^{\beta/2}) \right]^2$. En remplaçant dans l'équation (2), nous obtenons bien l'expression (3).

Quand le coût du transport c_i est introduit dans la fonction d'utilité, la valeur du temps ($VTTs$) et la valeur de la fiabilité (VOR) se déterminent comme des taux marginaux de substitution respectivement entre le temps et l'argent et entre la variabilité et l'argent.

La $VTTs$ est la disposition à payer d'un individu pour économiser n unité(s) de temps de transport. Formellement, il vient l'expression suivante :

$$VTTs = \frac{\partial U_i / \partial t_i}{\partial U_i / \partial c_i} \quad (4)$$

La $VTTs$ est le rapport de l'utilité marginale du temps de transport sur l'utilité marginale du coût du transport. Ce résultat est largement admis en économie des transports depuis les travaux de De Serpa (1971) et du MVA (1987) afin d'évaluer monétairement la valeur du temps de transport économisé pour les individus.

L'approche moyenne-variance admet la détermination de la VOR comme un taux marginal de substitution entre la variabilité du temps de transport capturée par l'écart-type ou la variance du temps de transport, et l'argent. Ainsi, la VOR est la disposition à payer d'un individu pour améliorer la fiabilité du temps de transport de n unité(s) de variabilité.

$$VOR = \frac{\partial U_i / \partial \sigma_i}{\partial U_i / \partial c_i} \quad (5)$$

La VOR est le rapport de l'utilité marginale de la variabilité du temps de transport sur l'utilité marginale du coût du transport. Il faut rester vigilant sur l'interprétation de la VOR puisque son unité est déterminée par l'indicateur de variabilité choisi (e.g. l'écart-type du temps de transport). Dans la plupart des estimations empiriques, l'écart-type mesure la fiabilité du temps de transport. Ainsi, la VOR s'exprime en unité d'écart-type. Elle est la disposition à payer pour améliorer la fiabilité de n unité(s) d'écart-type du temps de transport.

Cette approche permet de développer un dernier indicateur, le ratio de fiabilité noté RR pour *reliability ratio*. Il est le rapport de l'utilité marginale de la variabilité du temps de transport sur l'utilité marginale du temps de transport donc, plus simplement, le rapport de la VOR sur la $VTTs$.

$$RR = \frac{\partial U_i / \partial \sigma_i}{\partial U_i / \partial t_i} = \frac{VOR}{VTTs} \quad (6)$$

Par construction, le RR est strictement positif puisque les utilités marginales associées à la variabilité et au temps de transport sont toutes les deux négatives par hypothèse. Lorsque le RR est supérieur à 1, les individus évaluent plus fortement le manque de fiabilité par rapport au temps de transport. Inversement, si RR est inférieur à 1, cela signifie que les individus évaluent moins fortement le manque de fiabilité. En pratique, le RR est souvent utilisé pour convertir la variabilité en équivalent de temps de transport et finalement, monétariser la fiabilité en utilisant les valeurs de référence concernant le temps de transport. Par exemple, si $RR = 2$, alors les individus sont disposés à payer deux fois plus pour améliorer la fiabilité par rapport à une réduction du temps de transport. Ainsi, 10 minutes de variabilité sont valorisées par les individus comme 20 minutes de temps de transport, autrement dit 10 minutes de variabilité correspond à 20 minutes de temps de transport ressenti. Tandis qu'avec un $RR = 0,8$, 10 minutes de variabilité sont ressenties comme 8 minutes de temps de transport par les individus.

Pour cette approche théorique, il existe deux sources d'extensions principales. D'une part, la variance ou l'écart-type peuvent être remplacés par d'autres mesures de la fiabilité du temps de transport dans la fonction d'utilité. Par exemple, Lam et Small (2001) utilisent la différence entre le 90^e centile et la médiane comme mesure de la fiabilité. Théoriquement, la plupart des mesures de la fiabilité du temps de transport sont intégrables aux fonctions d'utilité. Cependant, selon la mesure retenue, il faut faire attention à l'expression de la VOR et surtout à l'unité

de celle-ci. À noter également que quelque soit la mesure de la fiabilité utilisée, l'approche est toujours qualifiée de moyenne-variance par abus de langage.

D'autre part, il est possible de choisir des formes fonctionnelles particulières pour représenter la fonction d'utilité du temps de transport, par exemple, une fonction d'utilité puissance ou exponentielle, ce qui modifie les évaluations de la *VTT*S et de la *VOR*. Par exemple, au regard de la spécification de Senna (1994) définie par l'équation (2), $VTT S = \frac{\alpha \beta t^{\beta-1}}{\lambda}$. Par conséquent, elle dépend du temps de transport t et de l'attitude des individus à l'égard du risque β . Si $\beta = 1$, alors les individus sont neutres au risque sur le temps de transport et la *VTT*S est constante et égale au rapport de l'utilité marginale du temps α sur l'utilité marginale du coût du transport λ . Avec des individus neutres au risque, nous retrouvons une forme linéaire standard caractérisant l'utilité.

Un grand nombre de travaux empiriques traitant des questions du choix du mode de transport et d'itinéraire⁶ utilisent l'approche moyenne-variance pour déterminer la disposition à payer des individus pour améliorer la fiabilité.

2.2 Approche *schedule delay*

L'approche *schedule delay* apparaît sensiblement à la même période que l'approche moyenne-variance. Elle se fonde sur les notions de temps d'avance et de retard (Gaver, 1968 ; Vickrey, 1969) qui sont antérieures à la formalisation établie par Small (1982). Néanmoins, ce dernier demeure le précurseur concernant la modélisation théorique liée à cette approche pour prendre en compte la fiabilité du temps de transport. À l'origine, l'approche *schedule delay* (*SD*) est développée pour modéliser les problèmes liés à la congestion routière en prenant en compte le choix de l'heure de départ des individus. Elle s'adapte plus particu-

6. Sans être exhaustif citons Jackson et Jucker (1982), Senna (1994), Abdel-Aty et al. (1997), Lam et Small (2001), Hollander (2006), Small et al. (2005), Bhat et Sardesai (2006), Asensio et Matas (2008), Li et al. (2010), Börjesson et Eliasson (2011), Börjesson et al. (2012), Devarasetty et al. (2012).

lièrement aux problèmes de goulet d'étranglement, *bottleneck*⁷ dans la littérature anglophone, qui se constitue sur les infrastructures routières en intégrant les lois d'écoulement du trafic avec la relation débit-vitesse et la capacité maximale de l'infrastructure. Ces modèles structurels de congestion permettent notamment de déterminer l'équilibre de congestion sans péage afin d'évaluer les conséquences de la mise en place d'un péage sur les phénomènes de congestion. L'équilibre de congestion met en avant les interactions entre les individus dans des jeux de coordination. Progressivement, l'approche *schedule delay* a été détournée de son ambition première afin de traiter les questions de la fiabilité du temps de transport. La fiabilité du temps de transport va donc être séparée entre les temps d'avances et les temps de retards qui représentent tous deux un coût pour les individus.

Tout d'abord, nous présentons le modèle de Small (1982). Le concept de SD est la notion centrale de cette approche. Il se définit à partir d'un point de référence, généralement l'heure d'arrivée préférée d'un individu, noté PAT qui est l'acronyme de *preferred arrival time*, ainsi que de l'heure de départ d et du temps de transport t . Le temps de transport est la différence entre l'heure d'arrivée effective a et d . Formellement, il vient :

$$SD = d + t - PAT \text{ avec } t = a - d \quad (7)$$

Le signe du SD permet de caractériser si un individu est arrivé en avance ou en retard par rapport à son PAT . Quand $SD < 0$, alors l'individu est en avance de la quantité de temps noté SDE , acronyme de *schedule delay early*. Quand $SD = 0$, alors l'heure d'arrivée effective est confondue avec le PAT , ce qui caractérise une arrivée à l'heure. Enfin, si $SD > 0$, alors l'individu arrive en retard par rapport à son PAT de la quantité de temps noté SDL , acronyme de *schedule delay late*. Graphiquement, ces concepts de SDE et de SDL se représentent avec a_{min} l'heure

7. Sans être exhaustif citons Vickrey (1969), Arnott et al. (1990), Noland (1997), Denant-Boèmont et al. (2002), Ettema et Timmermans (2002), Mirabel et Raymond (2011), Coulombel et De Palma (2012), Coulombel et De Palma (2014).

d'arrivée effective minimum qui traduit une arrivée en avance, et a_{max} l'heure d'arrivée effective maximum qui correspond à une arrivée en retard (figure 2.2).

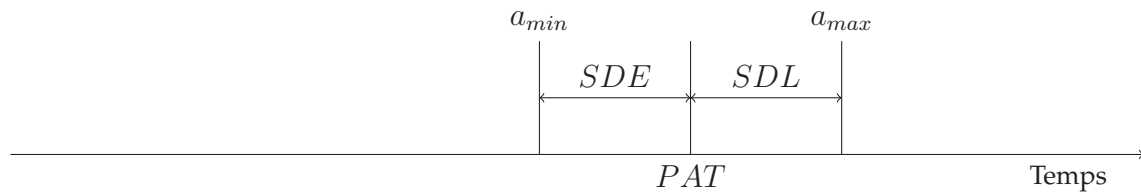


Figure 2.2 – Illustration du concept de *schedule delay*

Les concepts de *SDE* et de *SDL* sont relativement simples à appréhender. Ils donnent respectivement le temps d'avance et de retard en unités de temps. Néanmoins, il existe un débat sur la définition du *PAT*. Ainsi, le *PAT* est l'heure d'arrivée préférée d'un individu, ce qui implique qu'il existe autant de valeur du *PAT* qu'il existe d'individus. Or, il est nécessaire de trouver une définition consensuelle, en particulier pour les applications empiriques. Généralement, il est retenu l'heure officielle du début du travail de l'individu (Small, 1982). Cette définition est remise en cause par De Palma et Fontan (2001). Selon eux, elle permet d'étudier uniquement les déplacements de migrations alternantes et exclut les autres motifs de déplacements (e.g. loisirs). Parfois, il est choisi l'heure habituelle d'arrivée. Toujours De Palma et Fontan (2001) expliquent que ce n'est pas nécessairement un bon indicateur. Par exemple, les usagers des transports publics n'ont pas toujours le choix de l'heure compte tenu des horaires proposés par l'opérateur de service. Certains auteurs (Fosgerau et Kalström, 2010 ; Engelson et Fosgerau, 2011 ; Fosgerau et Engelson, 2011) normalisent le *PAT* à zéro afin de simplifier les calculs dans cette approche. Cependant cette approche étant largement utilisée pour caractériser le choix de l'heure de départ. Cette problématique intervient surtout dans le contexte des migrations alternantes du matin. Par conséquent, il devient cohérent de choisir l'heure officielle de début du travail comme *PAT* dans les analyses empiriques.

Small (1982) définit la fonction d'utilité d'un individu en intégrant le *SDE* et le *SDL* déterminés à partir de l'équation (7) :

$$U_i = \alpha t_i + \beta SDE + \gamma SDL + \delta D_L \quad (8)$$

expression dans laquelle t_i est le temps de transport, *SDE* est le *schedule delay early*, *SDL* est le *schedule delay late* et D_L est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 en cas de retard. Cette dernière permet de définir une pénalité de retard indépendante de la durée du retard subit. Les paramètres α , β , γ et δ sont respectivement l'utilité marginale du temps de transport, l'utilité marginale d'une arrivée en avance, l'utilité marginale d'une arrivée en retard et l'utilité marginale d'être en retard. Ils sont à estimer via des modèles économétriques. Par hypothèse, ces différents paramètres sont négatifs. L'utilité négative associée au temps de transport et au retard ne suscite pas de difficultés de compréhension. Il n'en est pas de même pour l'utilité négative associée à une arrivée en avance. En effet, arriver en avance se traduit par une diminution de l'utilité puisque cette avance se fait au détriment de l'activité réalisée avant le départ. Par exemple, un ouvrier qui arrive en avance sur son lieu de travail ne va pas forcément pouvoir se mettre au travail immédiatement, surtout s'il intervient sur une ligne de production demandant des travailleurs en amont. Par conséquent, arriver en avance représente bien un coût pour cet ouvrier.

Batley (2007) propose une discussion graphique de la fonction d'utilité définie par la relation (8) selon l'heure d'arrivée effective a_i et la valeur des paramètres de la fonction (i.e. α , β et γ).

La figure 2.3 illustre l'hypothèse selon laquelle l'utilité marginale d'une arrivée en avance est inférieure à l'utilité marginale du temps de transport qui, à son tour, est inférieure à l'utilité marginale d'une arrivée en retard. Nous avons donc $\beta < \alpha < \gamma$.

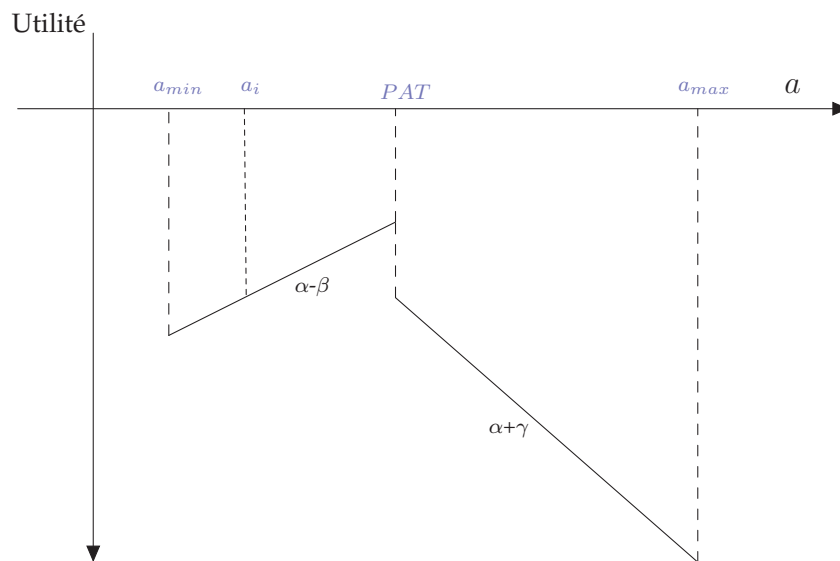


Figure 2.3 – Représentation de l'utilité de Small (1982) sous l'hypothèse $\beta < \alpha < \gamma$ (Source Batley, 2007)

La fonction d'utilité est discontinue avec le PAT comme point de discontinuité. La discontinuité de la fonction d'utilité est directement liée à la pénalité de retard qui intervient seulement après le PAT qui crée un coût supplémentaire pour l'utilisateur lorsqu'il arrive après son PAT . Au niveau du PAT , l'individu est arrivé à l'heure. Par conséquent, il ne ressent que l'utilité (négative) du temps de transport et son utilité est maximale. Entre l'heure d'arrivée effective minimale a_{min} et le PAT , l'individu arrive en avance, et donc, la fonction d'utilité est croissante avec une pente $(\alpha - \beta)$. Plus l'heure d'arrivée effective se rapproche du PAT , plus l'utilité de l'individu augmente. Inversement, lorsque l'heure d'arrivée effective est supérieure au PAT (entre PAT et a_{max}), la fonction d'utilité est décroissante. Sa pente est donnée par la relation $(\alpha + \gamma)$. Plus l'individu s'éloigne de son PAT , plus son utilité diminue.

La figure 2.4, quant à elle, illustre l'hypothèse selon laquelle l'utilité marginale du temps de transport est inférieure à l'utilité marginale d'une arrivée en avance qui est également inférieure à l'utilité marginale d'une arrivée en retard ($\alpha < \beta < \gamma$).

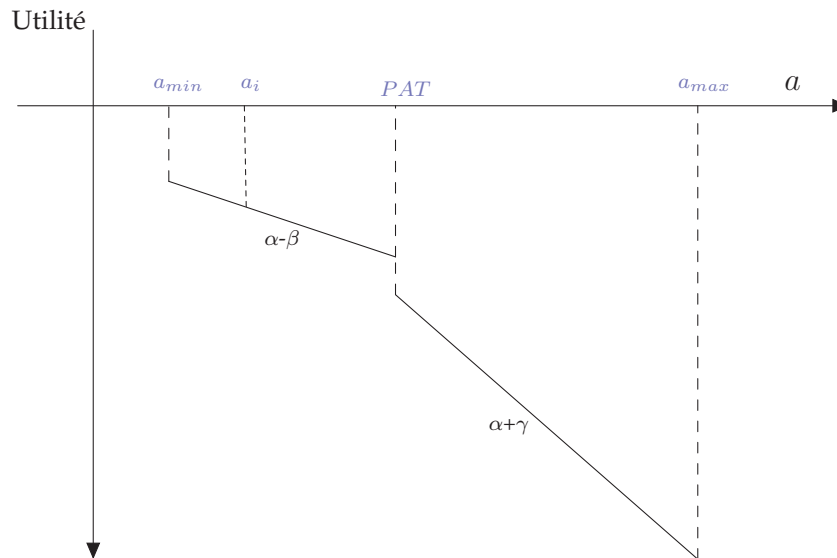


Figure 2.4 – Représentation de l'utilité de Small (1982) sous l'hypothèse $\alpha < \beta < \gamma$ (Source : Batley, 2007)

Dans ce cas, la fonction d'utilité est toujours décroissante. Cependant, la pente est moins forte entre a_{min} et le PAT par rapport à la pente entre le PAT et a_{max} . Les pentes sont caractérisées respectivement par $(\alpha - \beta)$ et $(\alpha + \gamma)$ et nous en déduisons que $|(\alpha - \beta)| < |(\alpha + \gamma)|$. En comparant avec l'hypothèse précédente, l'utilité ressentie par un individu est inférieure lorsqu'il se rapproche de son PAT ce qui implique que l'individu préfère être en avance plutôt que d'arriver à son PAT . Ce résultat théorique est contre intuitif puisque si l'individu souhaite arriver à son PAT , son utilité devrait atteindre son niveau maximal. La première

hypothèse (i.e. $\beta < \alpha < \gamma$) est plus souvent admise. Elle décrit un comportement plus rationnel et intuitif que cette deuxième hypothèse.

Une des premières extensions notables du modèle de Small (1982) est dûe à par Noland et Small (1995) et Noland (1997). Ces derniers s'attachent à définir le temps de transport en le décomposant en plusieurs variables et à déterminer la fonction d'utilité associée au modèle dans le cadre théorique de l'utilité espérée.

Le temps de transport est maintenant composé de trois éléments. Tout d'abord, le temps de transport fluide t_f est supposé exogène. Ensuite, un temps de transport supplémentaire dû à la congestion récurrente⁸ $t_x(d)$ qui est fonction de l'heure de départ. Enfin, un temps de transport supplémentaire dû à la congestion non récurrente⁹ t_r supposé suivre une loi de distribution quelconque¹⁰. Ils définissent le SD en faisant apparaître explicitement cette décomposition du temps de transport :

$$SD = d + t - PAT \text{ avec } t = t_f + t_x(d) + t_r \quad (9)$$

Le signe de SD définit les mêmes concepts de SDE et SDL .

Dans le cadre de l'utilité espérée, la fonction d'utilité s'exprime comme suit :

$$EU_i = \alpha E(t_i) + \beta E(SDE) + \gamma E(SDL) + \delta D_L \quad (10)$$

Les notations utilisées sont semblables à celles du modèle originel de Small (1982).

Les équations (8) et (10) relatives aux fonctions d'utilité de l'approche *schedule delay* n'intègrent pas de variables caractérisant le coût du transport. Pour rendre compte de la fiabilité, des taux marginaux de substitution sont déterminés entre le temps d'avance et le temps de transport, ainsi qu'entre le temps de retard et le

8. La congestion récurrente est supposée être prévisible ou parfaitement anticipée par les individus.

9. La congestion non-récurrente est supposée ne pas être prévisible et fait référence, par exemple, à la congestion qui va apparaître suite à un accident de la route.

10. Noland et Small (1995) développent leur modèle avec les hypothèses de loi uniforme et de loi exponentielle pour caractériser la congestion non récurrente.

temps de transport :

$$\frac{\partial U_i / \partial SDE}{\partial U_i / \partial t} = \frac{\beta}{\alpha} \quad (11)$$

$$\frac{\partial U_i / \partial SDL}{\partial U_i / \partial t} = \frac{\gamma}{\alpha} \quad (12)$$

Ces deux rapports définissent respectivement les équivalents d'une minute d'avance et d'une minute de retard en temps de transport. Par hypothèse, $\frac{\beta}{\alpha} < \frac{\gamma}{\alpha}$, ceci traduit qu'arriver en avance est moins générateur de coût qu'arriver en retard pour les individus.

En s'inspirant des travaux d'Arrow (1965) et de Pratt (1964), Batley (2007) propose de déterminer l'équivalent certain EC et une *reliability premium* Π_i . Au préalable, il exprime l'utilité en fonction de l'heure d'arrivée espérée d'un individu notée Ea_n . Ainsi, la fonction d'utilité s'écrit comme suit :

$$U [Ea_n] = \alpha [Ea_n - d_n] + \beta \max [(PAT - Ea_n), 0] + \gamma \max [(Ea_n - PAT), 0] + \delta L (Ea_n) \quad (13)$$

avec $Ea_n = pa_i + (1 - p) a_j$ et $L (Ea_n) = 1$ si $(Ea_n - PAT) > 0$ sinon $L (Ea_n) = 0$.

En comparant l'équation (13) avec l'équation (10), il est possible de déterminer l'équivalent certain, EC . L' EC permet de déterminer l'heure d'arrivée \tilde{a}_n qui procure, avec certitude, le même niveau d'utilité que l'utilité espérée de la loterie.

Batley (2007) en déduit Π_i qui, pour une heure de départ donnée, détermine le retard maximum à l'arrivée qu'un individu est prêt à supporter en échange de l'élimination du manque de fiabilité. Formellement, Π_i se définit comme suit :

$$\Pi_i = \max [(\tilde{a}_i - Ea_n), 0] \quad (14)$$

Elle est la différence entre l' EC et l'heure d'arrivée préférée de l'individu. La *reliability premium* définie par Batley (2007) peut être déterminée dans le cas d'une

arrivée espérée en avance et une arrivée espérée en retard. Cette prime de fiabilité ne pourra déterminer un montant positif de temps de transport que dans le cas d'un individu hostile au risque.

Les fonctions d'utilité définies par les relations (8) et (10) ne prennent pas en considération le coût du transport comme variable explicative. Cependant, il est admis de l'inclure. Dès lors, il est possible de déterminer la *VTTTS*, la valeur monétaire du temps d'avance (*VSDE*) et la valeur monétaire du temps de retard (*VSDL*) comme des taux marginaux de substitution. Ces deux dernières valeurs permettent donc de monétariser la fiabilité du temps de transport de manière distincte en captant la disposition à payer pour ne pas être en avance et la disposition à payer pour ne pas être en retard. Nous utilisons la fonction d'utilité définie par l'équation (10) en y ajoutant donc une variable caractérisant le coût du transport c_i :

$$EU_i = \lambda c_i + \alpha E(t_i) + \beta E(SDE) + \gamma E(SDL) + \delta D_L \quad (15)$$

expression dans laquelle $\lambda < 0$ caractérise l'utilité marginale négative du coût du transport supposée constante.

La *VTTTS* se détermine alors par la relation suivante :

$$VTTTS = \frac{\partial EU_i / \partial t_i}{\partial EU_i / \partial c_i} = \frac{\alpha}{\lambda} \quad (16)$$

La *VTTTS* est le taux marginal de substitution entre le temps de transport et l'argent. Elle caractérise la disposition à payer d'un individu pour économiser une unité de temps de transport.

Ensuite, la *VSDE* se définit comme la disposition à payer d'un individu pour économiser une unité de temps d'avance, ce qui correspond au taux marginal de substitution entre le *SDE* et le coût du transport, formellement :

$$VSDE = \frac{\partial EU_i / \partial E(SDE)}{\partial EU_i / \partial c_i} = \frac{\beta}{\lambda} \quad (17)$$

Un individu est prêt à payer un montant $\frac{\beta}{\lambda}$ pour économiser une minute de temps d'avance par rapport à son *PAT*.

Enfin, la *VSDL* est la disposition à payer d'un individu pour économiser une unité de temps de retard qui s'exprime comme le taux marginal de substitution entre le temps de retard et le coût du transport :

$$VSDL = \frac{\partial EU_i / \partial E(SDL)}{\partial EU_i / \partial c_i} = \frac{\gamma}{\lambda} \quad (18)$$

Un individu est prêt à payer un montant $\frac{\gamma}{\lambda}$ pour économiser une minute de temps de retard par rapport à son *PAT*. Par hypothèse, $VSDR < VSDL$, donc un individu est disposé à payer plus pour diminuer le temps de retard par rapport à une diminution du temps d'avance.

Comme l'approche moyenne-variance, cette approche connaît quelques extensions concernant la forme fonctionnelle de l'utilité. Afin de prendre en compte explicitement l'attitude à l'égard du risque, les formes linéaires sont remplacées par des formes non linéaires telles que les fonctions d'utilité CARA (*Constant Absolute Risk Aversion*) de type $u = \frac{1 - \exp^{-\alpha x}}{\alpha}$ (Hensher et al., 2013), ou encore les fonctions CRRA (*Constant Relative Risk Aversion*) de type $u = \frac{x^{1-\alpha}}{1-\alpha}$ (Li et al., 2012).

Il apparait également une modification dans la manière de valoriser monétairement la fiabilité du temps de transport. En effet, à partir de 2009, Hensher abandonne progressivement les notions de *VOR*, *VSDR* et *VSDL* au profit d'une nouvelle méthode qui intègre directement la fiabilité dans la disposition à payer pour économiser du temps de transport. C'est la *Value Expected Travel Time Saving* notée *VETTS* (Li et al., 2009¹¹ et Hensher et al., 2011). La *VETTS* est la disposition à payer pour économiser du temps de transport espéré. Pour ces auteurs, il n'existe plus de raison de séparer les effets des gains de temps de transport de

11. Li et al. (2009) est la première tentative de formalisation de la *VETTS*, elle est nommée *REVTTS* pour *Reliability Embedded Value of Travel Time Saving*. Les auteurs changeront le nom pour *VETTS* dans Hensher et al. (2011).

ceux de la fiabilité. Les gains de fiabilité sont directement captés en considérant l'espérance du temps de transport. Pour l'approche *schedule delay*, ils définissent la *VETTS* comme le rapport de la somme des utilités marginales du temps de transport, d'une arrivée en avance et d'une arrivée en retard sur l'utilité marginale du coût du transport. En reprenant les notations précédentes, la *VETTS* prend la forme suivante :

$$VETTS = \frac{\alpha + \beta + \gamma}{\lambda} \quad (19)$$

Enfin, sous l'impulsion d'Hensher également, le cadre de la *prospect theory* (Kahneman et Tversky, 1979 ; Tversky et Kahneman, 1992) tend à remplacer celui de l'utilité espérée. Au sein de l'*Institute of Transport and Logistics Studies* (ITLS) en Australie, les questions de prise en compte de l'attitude des individus face au risque est une question prépondérante depuis 2009. Ainsi, progressivement, Hensher et son équipe de recherche adaptent la *prospect theory* à l'économie des transports en partant de l'hypothèse que les individus ont une mauvaise perception du risque sur le temps de transport. Ces derniers déforment les probabilités associées au risque sur le temps de transport. Par conséquent, ils intègrent des fonctions de distorsions des probabilités lors des estimations des fonctions d'utilité des individus afin de tenir compte de la mauvaise perception du risque.

En conclusion, l'approche *schedule delay* est plus complexe que l'approche moyenne-variance. Elle est généralement utilisée pour les questions de choix d'horaires. L'extension de cette approche au cadre d'analyse de la *prospect theory* est une piste de recherche très intéressante pour des travaux futurs. Cependant, il semble que le cadre, plus standard, de l'utilité espérée n'a pas encore été exploité à son maximum pour traiter la question de la fiabilité du temps de transport.

2.3 Approche mean lateness

Les approches moyenne-variance et *schedule delay* sont prédominantes dans la littérature concernant la modélisation de la fiabilité du temps de transport. Pourtant, une dernière approche voit le jour dans le cadre du transport ferroviaire sous l'impulsion de l'ATOC (2005). L'approche *mean lateness* est développée en Grande Bretagne dans le *Passenger Demand Forecasting Handbook* (ATOC, 2005).

Cette approche distingue la fiabilité de la ponctualité. La fiabilité fait référence aux taux d'annulation des trains, tandis que la ponctualité fait référence au taux de service qui rencontre un retard (*lateness*) supérieur à un seuil considéré comme acceptable. Les définitions de ces deux concepts diffèrent de celles que nous avons établies jusqu'alors. En effet, nous définissons la fiabilité du temps de transport pour les modes collectifs comme le respect des horaires annoncés par les opérateurs, ce qui, dans cette approche représente la ponctualité.

Le modèle développé par l'ATOC (2005) se définit ainsi :

$$EU_i = \lambda t_i + \mu \bar{L}_i \quad (20)$$

expression dans laquelle t_i est le temps de transport annoncé par l'opérateur et \bar{L}_i est le retard moyen à destination. Les paramètres λ et μ sont à estimer. Ils représentent respectivement l'utilité marginale du temps de transport et l'utilité marginale du retard à destination. Il est possible de distinguer le retard à l'embarquement qui correspond au retard au départ et le retard à destination qui est le retard à l'arrivée à destination. Cette distinction trouve une certaine utilité pour une adaptation de cette approche au transport aérien puisque rappelons que ce mode peut être en avance par rapport aux horaires annoncés.

Batley (2009) propose une représentation de la fonction d'utilité de cette approche (Figure 2.5). Par convention, un retard négatif correspond à une avance sur l'horaire annoncé par l'opérateur. Or, il n'est pas considéré dans la fonc-

tion d'utilité. Nous avons déjà abordé ce point pour le transport ferroviaire, les avances sur les horaires prévus sont négligeables puisque même si un train arrive en avance, il doit respecter ses horaires. Il ne sera donc pas en mesure de partir en avance.

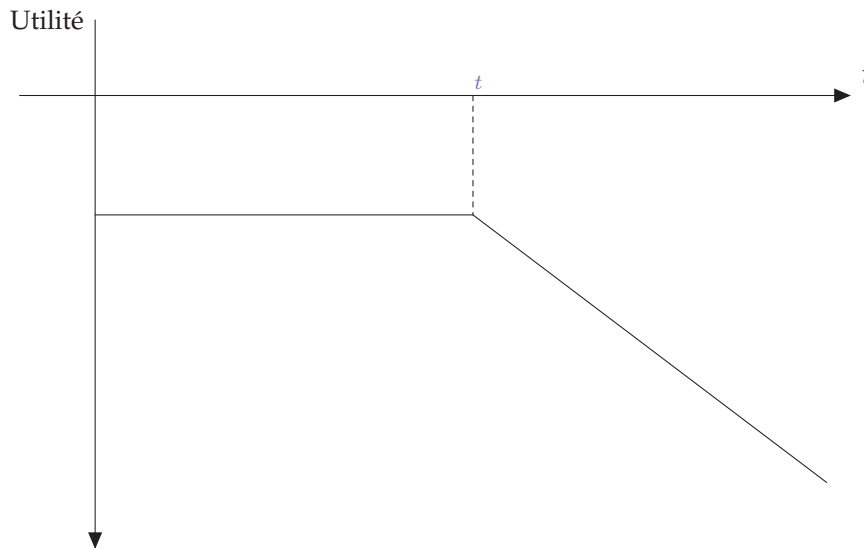


Figure 2.5 – Utilité associée à l'approche *mean-lateness* (Source : Batley, 2009)

La figure 2.5 montre que l'utilité (négative) des individus est constante jusqu'au point t correspondant au temps de transport annoncé par l'opérateur ferroviaire qui ne peut pas être réduit. Au delà du point t , l'utilité est décroissante ce qui implique que plus le retard est important par rapport à l'horaire annoncé, moins l'utilité est forte. À partir de l'équation (20), le *lateness multiplier* ou ratio de retard se définit comme suit :

$$\frac{\partial EU / \partial \bar{L}}{\partial EU / \partial t_i} = \frac{\mu}{\lambda} \quad (21)$$

Le ratio de retard est le rapport de l'utilité marginale du retard moyen sur l'utilité marginale du temps de transport annoncé. Ce ratio est équivalent au ratio de fiabilité. Il permet de fournir l'équivalence d'une minute de retard en temps de transport. Finalement, si les retards à l'embarquement et à destination sont in-

clus dans la fonction d'utilité, nous retrouvons les mêmes équivalences que celles déterminées avec l'approche *schedule delay* avec les temps d'avance et de retard. L'originalité de cette approche vient de la prise en considération du temps de transport annoncé par l'opérateur et du retard uniquement.

Cette approche n'intègre pas de variables caractérisant le coût du transport qui, dans le cas du transport ferroviaire, correspond au prix du titre de transport. Cependant, si nous ajoutons cette variable, il est possible de déterminer la *VTTTS* pour économiser du temps de transport annoncé ainsi que la disposition à payer pour réduire le retard, la *Value Of Lateness (VOL)*.

La fonction d'utilité définie par la relation (20) en intégrant le coût du transport c_i devient alors :

$$EU_i = \alpha c_i + \lambda t_i + \mu \bar{L}_i \quad (22)$$

La *VTTTS* et la *VOL* prennent les formes analytiques suivantes :

$$VTTTS = \frac{\partial EU / \partial t}{\partial EU / \partial c} = \frac{\lambda}{\alpha} \quad (23)$$

$$VOL = \frac{\partial EU / \partial \bar{L}}{\partial EU / \partial c} = \frac{\mu}{\alpha} \quad (24)$$

Cette version de l'approche *mean-lateness* est spécifique au transport ferroviaire. Cependant, elle est facilement applicable aux autres modes de transport collectifs.

En conclusion, la modélisation est un passage obligatoire pour l'étude du comportement de choix des individus concernant leur mode de transport, leur itinéraire ou leur horaire. Le cadre théorique de l'utilité espérée reste le plus utilisé pour intégrer la fiabilité du temps de transport dans les choix individuels. Il permet notamment de prendre en considération les préférences individuelles à l'égard du risque affectant le temps de transport. Cependant, ces approches négligent les implications liées à ces préférences individuelles (e.g. aversion, neutralité et risquophilie vis-à-vis du risque), en particulier les conséquences sur la

VTTs et la *VOR*. Avant de présenter notre modèle en section 4, nous établissons une revue de la littérature empirique concernant la valeur monétaire de la fiabilité du temps de transport.

3 Valeurs monétaires de la fiabilité du temps de transport issues de la littérature

Les approches théoriques de la fiabilité du temps de transport donnent lieu à des analyses empiriques concernant, en général, les choix des individus sur le mode de transport, l'itinéraire et l'heure de départ. Elles permettent notamment d'en déduire les dispositions à payer des individus pour améliorer la fiabilité du temps de transport. Cette section permet de tirer quelques faits généraux sur les caractéristiques des individus (e.g. sexe, motif de déplacement) disposés à payer pour améliorer la fiabilité, ainsi que de relever les valeurs monétaires issues de plusieurs travaux de recherches. Nous traitons séparément les choix de mode, d'itinéraire et d'horaire.

3.1 Choix du mode de transport

Les études empiriques analysant spécifiquement le choix du mode de transport qui intègre la fiabilité du temps de transport sont rares. Nous recensons, tout de même trois études intéressantes.

Tout d'abord, l'étude de Bhat et Sardesai (2006) étudie le choix entre la voiture particulière, le covoiturage, le bus et le mode ferroviaire dans la région d'Austin aux États-Unis. Ensuite, Devarassetty et al. (2012) réalisent une étude qui porte sur seulement deux modes de transport, la voiture particulière et le covoiturage. Ils introduisent également le choix d'itinéraires avec voie payante et gratuite sur l'autoroute Katy Freeway à Houston aux États-Unis. Ces deux premières études

3. Valeurs monétaires de la fiabilité du temps de transport issues de la littérature

sont menées dans le contexte de déplacements domicile-travail uniquement. Enfin, une dernière réalisée en Iran dans la ville de Mashhad par Rezaeestakhrue et al. (2013) qui propose le choix entre quatre modes, la voiture particulière, le taxi, le bus et le métro. Cette étude se veut plus complète au sens où les auteurs prennent en compte de nombreuses caractéristiques individuelles (e.g. le sexe, l'âge, le niveau d'étude), ainsi que plusieurs motifs de déplacements (e.g. domicile-travail, études, loisirs) et différents moments de la journée. Ils décomposent la journée en quatre périodes permettant ainsi de dégager les périodes de pointe du matin et de fin de journée correspondant essentiellement aux déplacements de migrations alternantes.

Au regard de ces études empiriques, la fiabilité du temps de transport joue un rôle important dans le choix du mode de transport pour les travailleurs ayant des horaires de travail non flexibles. Ces travailleurs seraient prêts à payer le double pour améliorer la fiabilité du temps de transport (Bhat et Sardesai, 2006). Bhat et Sardesai (2006) trouvent également que le choix du mode est fortement impacté par le fait de devoir effectuer des arrêts lors de son trajet (e.g. déposer les enfants à l'école).

L'effet genre n'apparaît que dans l'étude de Rezaeestakhrue et al. (2013) qui se traduit par une disposition à payer pour améliorer la fiabilité du temps de transport quasiment deux fois plus faibles pour les femmes par rapport à celles des hommes. Ils l'expliquent simplement par le fait que les femmes effectuent rarement des déplacements liés au travail, mais davantage des déplacements liés aux loisirs (e.g. shopping) qui sont moins impactés par le manque de fiabilité du temps de transport. Même s'il n'existe pas à priori de différences de genres, à l'exception de l'étude de Rezaeestakhrue et al. (2013), les dispositions à payer pour les gains de temps et la fiabilité du temps de transport sont corrélées aux caractéristiques individuelles telles que le revenu, le niveau d'étude, l'âge.

3. Valeurs monétaires de la fiabilité du temps de transport issues de la littérature

Le tableau 2.1 donne les valeurs monétaires pour la *VTTs*, la *VOR* et le *RR* issues de ces trois études.

Tableau 2.1 – Dispositions à payer déterminées à partir des choix de modes

Bhat et Sardesai (2006)		Devarasetty et al. (2012)		Rezaeestrakhrue et al. (2013)	
<i>VTTs</i>	12,19 \$/h	<i>VTTs</i>	22 \$/h	<i>VTTs</i> ³	3,30 \$/h
<i>VOR</i> ¹	3,27 \$/h	<i>VOR</i>	28 \$/h	<i>VOR</i> ³	7,35 \$/h
<i>VOR</i> ²	6,05 \$/h				
<i>RR</i> ¹	0,27	<i>RR</i>	1,27	<i>RR</i> ³	2,23
<i>RR</i> ²	0,50				

¹ Valeurs correspondant aux individus ayant des horaires de travail flexibles.

² Valeurs correspondant aux individus ayant des horaires de travail non flexibles.

³ Les valeurs retenues sont celles de la voiture particulière lors des trajets du matin.

Les valeurs monétaires obtenues pour l'étude de Rezaeestrakhrue et al. (2013) sont particulièrement faibles par rapport aux valeurs des autres études. Ceci s'explique simplement par le niveau de salaire moyen faible en Iran¹². Pour comparer les résultats, les valeurs du *RR* sont plus adéquates dans ce cas. Les valeurs déterminées pour les choix de mode de transport sont disparates avec des valeurs inférieures à 1 (Bhat et Sardesai, 2006). Par exemple, les individus ayant des horaires flexibles ont un *RR* de 0,27, ce qui implique qu'une minute de variabilité est équivalente à un peu moins de 30 secondes de temps de transport. Pour les deux autres analyses, les valeurs sont supérieures à 1. Les individus sont plus pénalisés par une minute de variabilité équivalente en temps de transport. Pour l'étude de Devarasetty et al. (2012), une minute de variabilité est ressentie comme 1 min 30 de temps de transport. Nous remarquons également qu'au sein du même pays d'étude, ici les États-Unis, il existe une grande différence quant à la valeur du *RR*.

12. D'après la Banque Mondiale, le Revenu National Brut (RNB) par habitant pour la République Islamique d'Iran s'élève à 5 780 \$ pour l'année 2013, tandis qu'aux États-Unis, le RNB est de 53 470 \$ par habitant en 2013, soit 9 fois supérieur.

3.2 Choix de l'itinéraire

La question du choix de l'itinéraire et de la fiabilité du temps de transport fait l'objet de plus d'études empiriques que le choix du mode de transport. Cette question a d'ailleurs été une des premières étudiées empiriquement (Jackson et Jucker, 1982). C'est également à partir des choix d'itinéraires que l'on voit apparaître la prise en compte du risque sur le temps de transport. En effet, Jackson et Jucker (1982) déterminent une distribution de l'aversion au risque à partir de leur approche moyenne-variance. Ils trouvent les niveaux d'indifférence pour les individus effectuant des déplacements de migrations alternantes entre un temps de transport certain et une probabilité de retard. Par exemple, pour un coefficient d'aversion au risque de 2,25, un individu est indifférent entre un temps de transport certain de 50 minutes et un temps de transport de 40 minutes avec un risque de retard de 5 minutes une fois dans la semaine. Jackson et Jucker (1982) concluent que seulement 4 % de l'échantillon est neutre au risque. Cette faible proportion est corroborée par une étude de De Palma et Picard (2005). Ces derniers analysent un échantillon d'individus sur la ville de Paris et sa banlieue pour des déplacements du matin. Ils concluent que seulement 6 % des individus sont neutres au risque et prennent leurs décisions uniquement en se basant sur le temps de transport espéré (Chen et al., 2002). Ensuite, De Palma et Picard (2005) trouvent que 60 % des individus sont hostiles au risque. Ces derniers sont prêts à échanger une réduction du risque avec une augmentation de leur temps de transport espéré (Chen et al., 2002). Enfin, les individus attirés par le risque sont prêts à choisir l'itinéraire caractérisé par la plus grande variabilité afin d'augmenter leur probabilité d'obtenir un temps de transport inférieur au temps de transport espéré (Chen et al., 2002). Ce dernier profil caractérise 33 % des individus de l'échantillon en région parisienne (De Palma et Picard, 2005).

Senna (1994) caractérise également les préférences à l'égard du risque. Il va regrouper les individus selon leurs motifs de déplacements et leurs flexibilités

3. Valeurs monétaires de la fiabilité du temps de transport issues de la littérature

aux horaires. Ainsi, les individus effectuant des trajets domicile-travail avec des horaires fixes sont attirés par le risque, alors que les autres usagers sont tous hostiles au risque. Les autres usagers sont ceux qui se déplacent pour d'autres motifs de déplacement et ceux qui effectuent des trajets domicile travail avec des horaires flexibles. De Palma et Picard (2005) concluent que les usagers en transit, les cadres et ceux qui se déplacent pour motifs professionnels ont une plus grande hostilité envers le risque ce qui corroborent les résultats de Senna (1994).

L'aversion au risque se traduit par une disposition à payer plus forte pour améliorer la fiabilité du temps de transport ou de manière équivalente, réduire la variabilité du temps de transport. Senna (1994) trouve que cette disposition à payer est plus importante pour les individus avec des horaires flexibles et pour ceux qui ont des horaires fixes effectuant des déplacements hors migrations alternantes (i.e. les individus sont hostiles au risque). Il estime même que la valeur de la fiabilité s'estime à plus du double de la *VTT*, ce que nous pouvons traduire par un $RR \geq 2$.

D'autres études sont réalisées pour des itinéraires plus précis, notamment en Californie sur la State Route 91 (Lam et Small, 2001 ; Small et al., 2005), à Barcelone (Asensio et Matas, 2008) et en Australie (Li et al., 2009 ; Li et al., 2010 ; Li et al., 2012).

Dans un premier temps, Lam et Small (2001) vont estimer un modèle de type moyenne-variance où ils utilisent la différence entre le 80^e ou le 90^e centile et la médiane comme indicateur de la fiabilité du temps de transport, et non l'écart-type ou la variance du temps de transport. Les individus ont le choix entre plusieurs itinéraires, dont un gratuit et un à péage. Concernant la flexibilité des horaires de travail, Lam et Small (2001) avaient l'intuition que les usagers aux horaires flexibles allaient naturellement choisir l'itinéraire gratuit. Empiriquement, leur intuition ne se vérifie pas. Ils l'expliquent par le fait que les usagers avec des horaires flexibles sont certainement ceux qui ont le plus d'opportunité d'évolu-

3. Valeurs monétaires de la fiabilité du temps de transport issues de la littérature

tion de carrière. Ces usagers peuvent être incités à passer plus de temps sur leur lieu de travail ainsi que d'être plus ponctuel en vue d'une éventuelle promotion et ainsi, choisir l'itinéraire offrant le plus de fiabilité du temps de transport. Enfin, dans leur étude, il existe un effet lié au genre. Les femmes sont plus hostiles à la variabilité du temps de transport que les hommes. Par conséquent, ils déterminent que les femmes ont une disposition à payer pour améliorer la fiabilité plus forte que les hommes (le double de celle des hommes). Les usagers aux horaires flexibles ont également une disposition à payer pour améliorer la fiabilité élevée. En plus de la *VTT*S et de la *VOR*, ils déterminent une pénalité de retard de 2,52 \$ pour le simple fait de subir un retard comme le suggère le modèle de Small (1982).

Dans leur deuxième étude, Small et al. (2005) étudient toujours la même portion de route, mais avec des données différentes. Ils utilisent des données issues d'une enquête en préférences révélées et en préférences déclarées. Ils trouvent des valeurs monétaires qui sont deux fois plus faibles que celles de 2001. Il existe également une disparité des valeurs monétaires de la *VTT*S et de la *VOR* qui sont reportés dans le tableau 2.2 ci-dessous. La *VTT*S est deux fois plus faible lorsqu'elle est estimée avec les données d'enquêtes en préférences déclarées que celle estimée avec les préférences révélées. Concernant les écarts de l'évaluation de la *VOR*, ils sont encore plus importants selon la méthode de recueil de données. La *VOR* avec les données de l'enquête en préférences révélées est quatre fois plus grande que celle avec les données de l'enquête en préférences déclarées. Finalement, Small et al. (2005) déterminent également une disposition à payer pour réduire la probabilité d'apparition d'un retard de 10 minutes. Si la fréquence de retard passe de 0,2 à 0,1, un individu est prêt à payer 0,54 \$ par voyage.

Asensio et Matas (2008) analysent le choix d'itinéraire à Barcelone pour les déplacements domicile-travail. Ils estiment un modèle de type moyenne-variance afin d'en déduire la valeur du *RR*, tandis que les valeurs monétaires de la *VTT*S

3. Valeurs monétaires de la fiabilité du temps de transport issues de la littérature

et de la *VOR* sont déterminées à partir de l'approche en *schedule delay*. Comme les autres auteurs, ils trouvent que la flexibilité des horaires de travail des individus impacte fortement les dispositions à payer et, en particulier, la valeur monétaire du retard à l'arrivée. Notamment, les usagers avec des horaires flexibles ont une disposition à payer pour éviter le retard à l'arrivée deux fois plus faibles que ceux qui ne peuvent pas arriver avec plus de 10 minutes de retard. De plus, ces dispositions à payer sont plus élevées que la disposition à payer pour économiser du temps de transport, qui est identique pour les deux types d'usagers.

Finalement, le choix de l'itinéraire est largement étudié en Australie dans le contexte routier sous l'impulsion de David Hensher¹³. L'ensemble des travaux empiriques concernant les questions de la fiabilité du temps de transport en Australie se base sur une enquête en préférences déclarées réalisée en 2008 sur le choix d'itinéraire autour de Brisbane¹⁴. Les travaux réalisés se tournent quasiment tous vers la prise en compte de l'attitude à l'égard du risque des individus. Ainsi, il est estimé des fonctions d'utilité non-linéaires du temps de transport et parfois même avec une déformation des probabilités associées aux différentes conséquences sur le temps de transport. En général, les individus sont caractérisés par une aversion à l'égard du risque sur le temps de transport. Dans les différents travaux, les auteurs remarquent qu'il existe des différences importantes entre les individus, notamment selon le motif de déplacement, ce qui est dans la lignée des travaux présentés précédemment. Les individus effectuant des trajets domicile-travail sont prêts à payer plus cher pour éviter une arrivée en retard par rapport à ceux qui se déplacent pour d'autres motifs. Les arrivées en avance

13. Depuis 2011, D. Hensher obtient régulièrement des subventions de recherches par le gouvernement australien grâce à l'*Australian Research Council* (ARC). Entre 2011 et 2014, l'ARC a financé deux programmes de recherches pour 610 000 \$A. Les deux programmes sont : *Assessment of the commuters' willingness to pay a congestion charge under alternative pricing regimes and revenue disbursement plans* et *the valuation of reliability and crowding under risk and uncertainty : neglected drivers of demand for public transport*. Pour la période 2014 - 2016, il a obtenu une nouvelle subvention pour financer un programme de recherche sur *integrate risk attitude decision heuristics into travel choice models that accommodate risk and perceptual conditioning*. Ils mènent ces programmes en association notamment avec Z. Li, J. Rose ou encore A. Tirachini.

14. Brisbane se situe sur la côte est de l'Australie à environ 950 km de Sydney.

3. Valeurs monétaires de la fiabilité du temps de transport issues de la littérature

sont plus coûteuses pour les individus n'effectuant pas de migrations alternantes. Cette différence s'explique par les conséquences négatives du retard pour les travailleurs. Ces derniers peuvent être pénalisés par leur employeur en cas de retard. À l'inverse, être en avance sur son lieu de travail peut être bénéfique en vue d'une future promotion par exemple.

Au regard des évaluations monétaires présentées dans le tableau 2.2, nous observons des différences importantes sur les valeurs des dispositions à payer, alors que certaines estimations sont réalisées sur les mêmes données.

Tableau 2.2 – Valeurs monétaires pour le choix de l'itinéraire

Études	<i>VTT</i>	<i>VOR</i>	<i>RR</i>	<i>VSDE</i>	<i>VSDL</i>
Lam et Small (2001)	22,87\$/h	Homme : 15,17 \$/h	Homme : 0,66	-	-
	-	Femme : 31,91 \$/h	Femme : 1,4	-	-
Small et al. (2005)	21,46 \$/h (RP)	19,56 \$/h (RP)	0,91 (RP)	-	-
	11,92 \$/h (SP)	5,40 \$ (SP)	0,45 (SP)	-	-
Asensio et Matas (2008)	14 €/h	-	0,98	7 €/h	Non flexible : 51,40 €/h
	-	-	-	-	Flexible : 21,10 €/h
Li et al. (2009)	16,95 \$A/h	-	-	-	-
Li et al. (2010)	30,40 \$A/h	40,39 \$A/h	1,33	24,1 \$A/h	38,86 \$A/h
Li et al. (2012)	14,54 \$A/h	-	-	0,16	0,25

3.3 Choix des horaires

Les études concernant le choix des horaires sont nombreuses par rapport à celles concernant le choix de mode et d'itinéraire. L'approche *schedule delay* domine les travaux sur cette question aussi bien pour le mode routier que le mode collectif. Nous séparons les deux modes dans l'analyse du choix des horaires puisque la logique n'est pas la même. En effet, avec les modes collectifs, les individus doivent choisir parmi un ensemble d'horaires proposé par les opérateurs de service, tandis que pour le mode routier, l'utilisateur peut choisir son horaire comme il le souhaite.

3.3.1 Transport routier

La zone de San Francisco Bay est une des premières zones analysées sur les questions du choix d'horaire par Abkowitz (1981) et Small (1982). Cependant, ces deux auteurs n'introduisent pas de coût du transport dans leurs modèles. Par conséquent, il n'est pas possible de déterminer des valeurs monétaires. Ils déterminent tout de même les caractéristiques influençant le choix d'horaires des individus lors de déplacements en migrations alternantes, ainsi que les équivalences en temps de transport d'une arrivée en avance et en retard définies plus haut par les équations (11) et (12).

Abkowitz (1981) met en exergue l'importance de plusieurs facteurs socio-économiques sur le choix des horaires de départ influençant directement la probabilité d'arriver en avance ou en retard au travail. Tout d'abord, la flexibilité des horaires de travail joue un rôle important pour les individus prévoyant d'arriver à l'heure ou en retard sur leur lieu de travail. Les individus se déplaçant en voiture sont plus susceptibles d'arriver à l'heure que les usagers du bus. Ces derniers ont tendance à choisir une heure de départ qui leur permet de ne pas arriver trop tôt sur leur lieu de travail. Les individus avec des salaires bas choisissent une heure de départ afin d'arriver à l'heure ou juste un peu avant le début officiel de

3. Valeurs monétaires de la fiabilité du temps de transport issues de la littérature

leur travail. En revanche, les individus plus âgés sont plus enclins à choisir une heure de départ leur permettant d'arriver en avance.

Quant à Small (1982), il détermine le coût d'une arrivée en avance et en retard sur son lieu de travail, ainsi qu'une pénalité de retard indépendante de la durée du retard. Une minute d'avance équivaut à 0,61 minute de temps de transport et une minute de retard équivaut à 2,4 minutes de temps de transport. Arriver en retard est plus coûteux pour les usagers que d'arriver en avance. La pénalité de retard est de 5,5 minutes de temps de parcours. Small (1982) met également en exergue certaines caractéristiques individuelles influençant les décisions. Les cols blancs sont moins hostiles à une arrivée en avance que les autres travailleurs. Les individus ayant des horaires flexibles valorisent moins fortement une arrivée en retard comparé aux autres individus.

De Palma et Fontan (2001) effectuent le même type d'analyse que celle réalisée par Small (1982) pour les déplacements en Ile-de-France en utilisant les données issues de l'enquête globale de transport¹⁵ (EGT) et d'une enquête INRETS¹⁶/RATP¹⁷ réalisée par la Sofres¹⁸. Le coût relatif entre une minute de retard et une minute d'avance est de 0,7 en moyenne. Selon les motifs de déplacement, les trajets écoles-études ont un coût relatif plus important de 0,82 par rapport au coût de 0,71 pour les déplacements domicile-travail. Le coût relatif le plus faible

15. Les enquêtes globales de transport (EGT) cherchent à répondre aux questions : Qui se déplace ? Pourquoi ? Quand ? Où ? Comment ? Les informations qu'elles apportent sont essentielles pour définir et prévoir les services et les infrastructures de transport, ainsi que pour planifier l'urbanisme de la région Ile-de-France. (Source : Direction Régionale et Interdépartementale de l'Équipement et de l'Aménagement d'Ile-de-France (DRIEA Ile-de-France).

16. L'INRETS est l'Institut National de Recherche sur les Transports créé en 1985 qui depuis le 1^{er} janvier 2011 a fusionné avec le Laboratoire Central des Ponts et Chaussées (LCPC) pour donner naissance à l'Institut Français des Sciences et Technologies des Transports, de l'Aménagement et des Réseaux (IFSTTAR). L'IFSTTAR a pour missions de réaliser ou de faire réaliser, d'orienter, d'animer et d'évaluer des recherches, des développements et des innovations dans les domaines du génie urbain, du génie civil et des matériaux de construction, des risques naturels, de la mobilité des personnes et des biens, des systèmes et des moyens de transports et de leur sécurité, des infrastructures, de leurs usages et de leurs impacts, considérés des points de vue technique, économique, social, sanitaire, énergétique, environnemental et humain. (Source : www.ifsttar.fr).

17. La Régie Autonome des Transports Parisiens (RATP) est en charge de l'exploitation d'une partie des transports en commun de Paris et sa banlieue.

18. La Société française d'enquêtes par sondage (Sofres).

3. Valeurs monétaires de la fiabilité du temps de transport issues de la littérature

est pour les déplacements liés aux achats avec seulement 0,34. Les auteurs expliquent que les valeurs de ces coûts relatifs sont contre intuitives puisqu'ils s'attendaient à avoir des valeurs supérieures à 1, ce qui traduirait que les arrivées en retard sont plus coûteuses que les arrivées en avance.

Finalement, pour le transport routier dans le cadre des déplacements domicile-travail, le choix des usagers est fortement lié aux horaires qui leurs sont imposés par leurs employeurs. Comme pour les autres choix (i.e. mode et itinéraire), la flexibilité des horaires de travail joue un rôle important dans les valorisations de leur coût d'une arrivée en avance et en retard.

3.3.2 Transport collectif

Les études empiriques concernant le choix des horaires sont réalisées pour plusieurs modes de transport, à savoir le mode ferroviaire (Bates et al., 2001 ; Börjesson et Eliasson, 2011), le bus (Hollander, 2006) et le métro (Börjesson et al., 2012). Elles concernent principalement le choix de l'heure de départ pour des trajets domicile-travail.

L'analyse de Bates et al. (2001) porte sur le transport ferroviaire à Londres pour des déplacements personnels. Les auteurs déterminent les dispositions à payer des usagers pour réduire leur temps d'avance et de retard. Les usagers sont prêts à payer deux fois plus chers pour réduire le retard comparé aux avances. Un usager est prêt à payer 0,56 pence pour réduire son arrivée en avance d'une minute, tandis qu'il est prêt à payer 1,14 pence pour réduire son arrivée en retard d'une minute.

Ensuite, Börjesson et Eliasson (2011) et Börjesson et al. (2012) étudient le transport ferroviaire en Suède. Börjesson et Eliasson (2011) remettent en cause l'hypothèse selon laquelle la valeur du retard est proportionnelle au retard moyen et, en particulier, pour les modes de transport collectif où il faut respecter des horaires. D'une part, leurs évaluations monétaires sont réalisées en différenciant les

3. Valeurs monétaires de la fiabilité du temps de transport issues de la littérature

motifs de déplacements. D'autre part, ils les estiment pour différents niveaux de risque (i.e. de 2,5 % à 20 %) qui définit la probabilité d'avoir une heure de retard lors du déplacement. Les dispositions à payer pour éliminer une heure de retard sont comprises entre 58 SEK¹⁹ et 270 SEK, ce qui implique que la probabilité associée au retard joue un rôle important sur les évaluations monétaires. Ils mettent également en exergue le fait que le motif de déplacement est un facteur qui modifie le montant des dispositions à payer. En effet, les individus effectuant des trajets domicile-travail ont une disposition à payer quatre fois moins importantes que les usagers se déplaçant pour motifs professionnels afin d'éliminer un retard d'une heure avec une probabilité de 2,5 %. Ils montrent que les dispositions à payer augmentent avec l'augmentation du risque associé au retard, mais pas linéairement. Finalement, Börjesson et Eliasson (2011) concluent que la valeur du retard n'est pas proportionnelle au risque de retard. Ainsi, réduire le retard de moitié ne va pas réduire la valeur monétaire du retard de moitié. Ils attirent l'attention sur le fait que les dispositions à payer et les ratios de fiabilité ne sont pas transférables d'un contexte à un autre. Ainsi, ils remettent implicitement en cause les rapports qui préconisent l'utilisation d'une valeur unique pour valoriser les gains liés à l'amélioration de la fiabilité du temps de transport.

Börjesson et al. (2012) étudient simultanément le transport ferroviaire et le métro en Suède durant les heures de pointe de matin et de fin d'après-midi. Ils ne trouvent pas de différences significatives entre ces deux périodes de la journée dans leur analyse. Par ailleurs, ils remarquent que le niveau de revenu des usagers joue un rôle important dans les choix. Les individus au revenus élevés vont atténuer les effets du coût de transport. Aussi, il n'existe pas de différence de genre.

D'après le tableau 2.3, nous avons inclus l'analyse de Hollander (2006) qui étudie le comportement des usagers effectuant des déplacements en bus en Grande-

19. SEK est l'acronyme pour désigner la couronne suédoise. En 2011, 1 SEK était égal en moyenne à 0,112208 €.

Tableau 2.3 – Valeurs monétaires pour le choix d'horaire des modes collectifs

Études	<i>VTTS</i>	<i>VSDE</i>	<i>VSDL</i>
Bates et al. (2001) (Fer)	–	55,22 €/h	112,03 €/h
Hollander (2006) (Bus)	–	4,65 €/h	12,87 €/h
Börjesson et Eliasson (2011) (Fer)	–	–	[6,51 €/h ; 30,26 €/h]
Börjesson et al. (2012) (Fer)	6 €/h	–	Moy-var : 45,1 €/h SD : 10,9 €/h

Pour Bates et al. (2001), les valeurs monétaires ont été converties en euro en appliquant le taux de change moyen pour l'année 2001, soit 1GBP = 1,643385 €.

Pour Hollander (2006), les valeurs monétaires ont été converties en euro en appliquant le taux de change moyen pour l'année 2006, soit 1GBP = 1,489203 €.

Pour toutes les études de Börjesson, les valeurs monétaires ont été converties en euro en appliquant le taux de change moyen pour l'année 2011, soit 1SEK = 0,112208 €.

Bretagne. Nous remarquons une certaine disparité des valeurs monétaires associées à la disposition à payer pour réduire le retard à l'arrivée d'une heure. Les résultats déterminés par Bates et al. (2001) sont beaucoup plus importants que pour les autres études.

4 Cadre théorique intégrant l'attitude à l'égard de la fiabilité du temps de transport

Nous proposons un modèle théorique permettant de prendre en compte explicitement la fiabilité du temps de transport dans le choix des individus. Nous exposons les hypothèses inhérentes à notre modèle qui respectent les fondements microéconomiques en économie des transports dans le cadre de l'utilité espérée. Nous définissons les préférences individuelles à l'égard de la fiabilité du temps de transport, ce qui se traduit par de l'aversion au risque sur le temps de transport, ou d'une manière équivalente, d'une préférence pour la fiabilité du temps de transport, et également la prudence. A l'issue de l'identification des différentes

préférences à l'égard de la fiabilité et de la prudence, nous revisitons le concept de *VTTs* avec la prise en compte de la fiabilité. Nous développons deux approches de valorisation de la fiabilité du temps de transport (i.e. la prime de fiabilité et la valeur de la fiabilité, *VOR*). Nous montrons les implications des préférences à l'égard de la fiabilité sur ces trois mesures (i.e. *VTTs*, prime de fiabilité et *VOR*). Finalement, nous discutons les formes fonctionnelles de l'utilité des individus afin de comprendre les hypothèses implicites formulées avec le choix d'une forme particulière.

4.1 Définition et hypothèses du modèle

Nous définissons le temps de transport aléatoire, ainsi que les hypothèses concernant la fonction d'utilité d'un individu et les relations de dominance stochastique d'ordre 1.

4.1.1 Temps de transport aléatoire

Nous nous plaçons dans le cadre d'un individu qui doit effectuer un déplacement. Il a le choix entre plusieurs alternatives de transport (e.g. choix du mode de transport). Chaque alternative i accessible pour l'individu se caractérise par un coût $c_i > 0$ et par un temps de transport aléatoire \tilde{t}_i .

Nous supposons que le temps de transport aléatoire est compris dans l'intervalle $[t^{\min}, t^{\max}] \subset \mathbb{R}_+$ ²⁰. Le temps de transport est caractérisé par une loi de distribution quelconque définie par une fonction de distribution cumulative telle que $\mathcal{F}_i(t) = \Pr[\tilde{t}_i \leq t]$. L'espérance du temps de transport aléatoire se caractérise

20. Le temps de transport aléatoire \tilde{t}_i peut s'exprimer de plusieurs façons. Considérons un risque additif \tilde{x}_i affectant le temps de transport t_i . Par conséquent, $\tilde{t}_i = t_i + \tilde{x}_i$. Dans ce cas, t_i est une constante et \tilde{x}_i est une variable aléatoire suivant la même distribution que \tilde{t}_i . Cette définition du temps de transport aléatoire admet deux interprétations. Soit t_i est le temps de transport moyen et dans ce cas, \tilde{x}_i est un risque de moyenne nulle. Soit t_i est le temps de transport minimum requis, (i.e. celui qu'il n'est pas possible de réduire) et ainsi, \tilde{x}_i est un risque non négatif.

donc par :

$$\mu_i = E\tilde{t}_i = \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} t d\mathcal{F}_i(t) \quad (25)$$

et sa variance prend la forme suivante :

$$\sigma_i^2 = E\tilde{t}_i^2 - \mu_i^2 = \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} [t^2 - \mu_i^2] d\mathcal{F}_i(t) \quad (26)$$

En se plaçant dans un cadre discret, le temps de transport aléatoire \tilde{t}_i se présente sous la forme d'une loterie comme en théorie du risque. Nous utilisons ce cadre discret pour illustrer les résultats théoriques à venir.

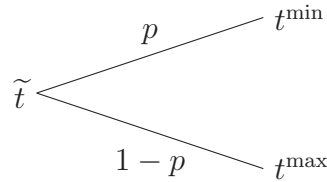


Figure 2.6 – Loterie binaire du temps de transport aléatoire \tilde{t}_i

Le cadre discret permet de définir l'espérance du temps de transport simplement comme :

$$\mu_i = \sum_{i=1}^n p_i t_i$$

et sa variance :

$$\sigma_i^2 = \sum_{i=1}^n p_i t_i^2 - \mu_i^2$$

4.1.2 Préférences des individus

Les préférences des individus sont décrites par une fonction d'utilité quasi linéaire dans le cadre de l'utilité espérée intégrant le coût du transport c_i et le temps de transport aléatoire \tilde{t}_i :

$$U_i = EU(c_i, \tilde{t}_i) = -\lambda c_i + Eu(\tilde{t}_i) \quad (27)$$

expression dans laquelle $\lambda > 0$ est l'utilité marginale (constante) du coût du transport supposée négative. Par hypothèse, la fonction d'utilité est séparable et additive, nous permettant notamment d'analyser séparément les effets liés au coût et au temps de transport. L'utilité marginale du temps est indépendante du coût, ou plus généralement de la richesse. L'utilité du temps de transport aléatoire u doit être décroissante avec le temps de transport, puisque ce dernier n'est pas désirable en soi. Le transport est une consommation intermédiaire permettant d'accéder à l'activité suivante qui elle procure de l'utilité. Nous avons donc $u' < 0$. Lors du choix de la forme fonctionnelle de u , cette condition d'utilité marginale négative du temps de transport doit être satisfaite.

L'utilité espérée du temps de transport est donnée par la relation suivante :

$$Eu_i(\tilde{t}) = \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} u(t) d\mathcal{F}_i(t) \quad (28)$$

4.1.3 Dominance stochastique d'ordre 1

En s'appuyant sur la théorie du risque, nous pouvons définir la relation de dominance stochastique d'ordre 1 (DS1) pour le temps de transport aléatoire. Considérons deux alternatives de transport i et j caractérisées par un même coût de transport c . Si un individu préfère l'alternative i caractérisé par \tilde{t}_i à l'alternative j avec \tilde{t}_j , formellement cela implique :

$$(c, \tilde{t}_i) \succ (c, \tilde{t}_j) \Leftrightarrow Eu(\tilde{t}_i) \geq Eu(\tilde{t}_j) \quad (29)$$

L'utilité espérée de \tilde{t}_i est supérieure (ou égale) à l'utilité espérée de \tilde{t}_j .

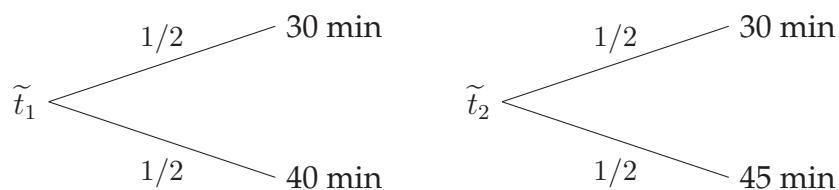
Proposition 1 *Les assertions suivantes sont équivalentes*²¹ :

(i) *Tous les individus qui ne désirent pas du temps de transport supplémentaire préfèrent \tilde{t}_i à \tilde{t}_j .*

(ii) *\tilde{t}_j est dominé stochastiquement à l'ordre 1 par \tilde{t}_i .*

Une dégradation de la distribution du temps de transport au sens de la DS1 implique un transfert de probabilité vers la droite, donc des temps de transport faibles vers des temps de transport longs. Ce type de dégradation s'obtient également en ajoutant un risque non négatif au temps de transport. La conséquence directe est une augmentation de l'espérance du temps de transport. Ainsi, les dégradations de la distribution du temps de transport au sens de la DS1 sont indésirables pour la plupart des individus. En effet, lorsque le coût est identique pour les alternatives i et j , il est peu probable qu'un individu préfère un temps de transport plus long, puisque le temps de transport est non désirable.

Considérons deux temps de transport aléatoires \tilde{t}_1 et \tilde{t}_2 caractérisés par le même coût de transport c .



La proposition 1 indique que tous les individus qui ne désirent pas du temps de transport supplémentaire vont préférer \tilde{t}_1 à \tilde{t}_2 puisque $\mu_1 = 35 < \mu_2 = 37,5$. De manière équivalente, \tilde{t}_2 est dominée stochastiquement à l'ordre 1 par \tilde{t}_1 . La figure 2.7 montre la relation de dominance stochastique entre ces deux temps de transport aléatoire. La distribution de \tilde{t}_1 en noir est toujours supérieure à celle de \tilde{t}_2 en bleu.

21. La démonstration de cette proposition est présentée en Annexe, section C p. 263.

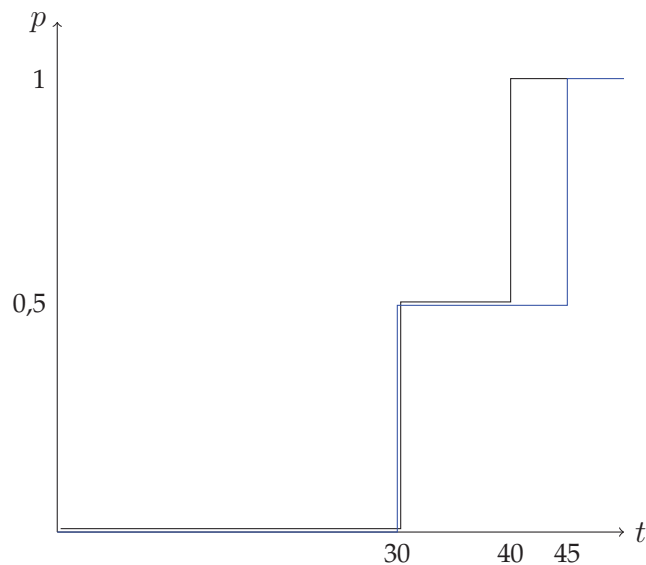


Figure 2.7 – Dominance stochastique d'ordre 1 entre \tilde{t}_1 et \tilde{t}_2

De plus, il est assez facile de remarquer que \tilde{t}_2 est générée en ajoutant 5 minutes à la conséquence du temps de transport la plus élevée de \tilde{t}_1 , ici 40 minutes. Cette dégradation de la distribution du temps de transport au sens de la DS1 correspond à l'ajout d'un risque non négatif.

La DS1 fournit un critère normatif pour ordonner deux alternatives de transport caractérisées par un temps aléatoire et le même coût.

4.2 Attitude à l'égard du risque sur le temps de transport

Si l'attitude à l'égard du risque monétaire fait l'objet de définitions claires et peu sujettes à débat, il n'en est pas ainsi pour l'attitude à l'égard du risque sur le temps de transport ce qui est équivalent à l'attitude à l'égard de la fiabilité du temps de transport. En nous inspirant des travaux d'Arrow (1965) et de Pratt (1964), nous définissons le concept de *reliability proneness*, c'est-à-dire de préférence pour la fiabilité qui est équivalente à l'aversion au risque sur le temps de transport.

Définition 1 *Considérons deux alternatives de transport caractérisées par le même coût et le même temps de transport moyen. Un individu apprécie la fiabilité (reliability prone) lorsqu'il préfère l'alternative de transport avec un temps de transport certain (sans risque ou fiable) à l'alternative avec un temps de transport aléatoire (risqué ou non fiable).*

Autrement dit, un individu *reliability prone* a une préférence pour la fiabilité du temps de transport, ce qui est équivalent à l'aversion au risque sur le temps de transport. Ce risque fait référence à la variabilité du temps de transport. Il est donc équivalent de dire qu'un individu est hostile au risque sur le temps de transport ou qu'il a un goût pour la fiabilité du temps de transport. D'après la définition 1, un individu *reliability-prone* préfère, par exemple, un trajet avec un temps de transport certain de 35 minutes à un trajet caractérisé par un temps de transport aléatoire défini par $\tilde{t}_1 = (30\text{min}, 1/2; 40\text{min}, 1/2)$. La figure ci-dessous illustre la relation de préférence.

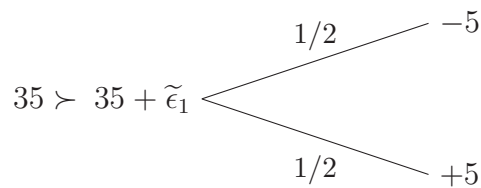


Figure 2.8 – Relation de préférence

Formellement, en termes d'utilité, l'attitude *reliability proneness* se traduit par l'expression suivante :

$$E\tilde{t} = \mu \Rightarrow Eu(\tilde{t}) \leq u(\mu) \quad (30)$$

D'après l'inégalité de Jensen (1906), cette relation est vraie si et seulement si u est concave (i.e. $u''(t) \leq 0 \forall t$).

Proposition 2 Les assertions suivantes sont équivalentes²² :

(iii) Un individu est *reliability prone*.

(iv) La fonction d'utilité de l'individu est une fonction concave du temps de transport t .

La définition de l'attitude *reliability prone* permet d'affirmer que les individus ayant une préférence pour la fiabilité ont de l'aversion pour tous les risques de moyenne nulle ou bruit blanc (\tilde{x} avec $E(\tilde{x}) = 0$) affectant la distribution du temps de transport. Par définition, \tilde{t}_j est plus risquée que \tilde{t}_i au sens de Rothschild et Stiglitz (1970), ce qui implique que \tilde{t}_j contient plus de bruit blanc que \tilde{t}_i si et seulement si²³ :

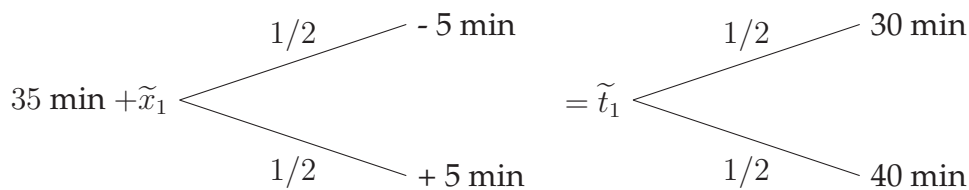
$$\int_t^{t^{\max}} \mathcal{F}_i(s) ds \geq \int_t^{t^{\max}} \mathcal{F}_j(s) ds \quad \forall t \text{ et avec } \mu_i = \mu_j \quad (31)$$

Proposition 3 Les assertions suivantes sont équivalentes²⁴ :

(v) Tous les individus *reliability prone* préfèrent \tilde{t}_i à \tilde{t}_j .

(vi) \tilde{t}_j contient plus de bruit blanc que \tilde{t}_i .

Par exemple, au regard de la loterie \tilde{t}_1 , la proposition 3 implique que tous les individus *reliability prone* préfèrent un temps de transport fiable de $t_1 = 35$ minutes plutôt que la loterie \tilde{t}_1 . Nous remarquons que $\tilde{t}_1 = t_1 + \tilde{x}_1$ où \tilde{x}_1 est un bruit blanc de type $\tilde{x}_1 = (-5\text{min}, 1/2; +5\text{min}, 1/2)$.



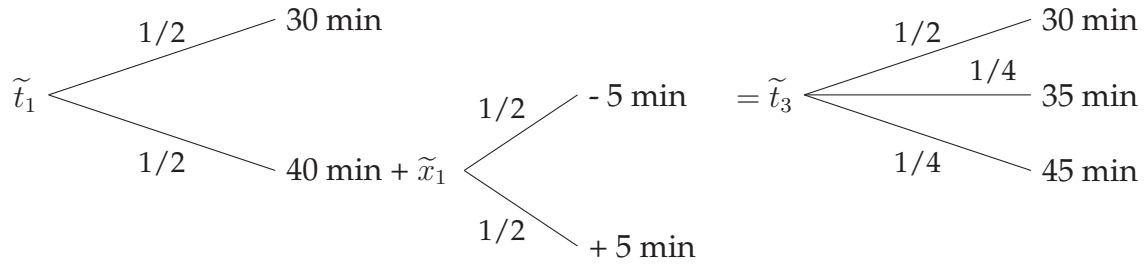
22. La démonstration de cette proposition est donnée en Annexe, section D p. 264.

23. Comme le temps de transport est un bien non désirable, nous intégrons de t à t^{\max} plutôt que de t^{\min} à t .

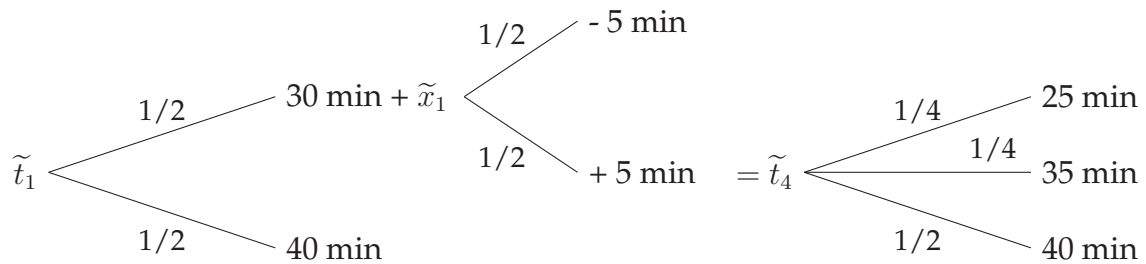
24. La démonstration de cette proposition est donnée en Annexe, section E p. 264.

À partir de \tilde{t}_1 , nous pouvons comparer les relations de préférences des individus *reliability prone* face à d'autres loteries du temps de transport générées avec le même bruit blanc \tilde{x}_1 .

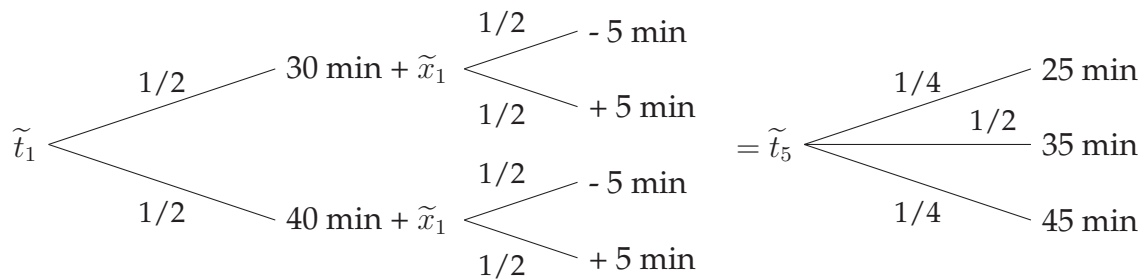
Tout d'abord, en appliquant \tilde{x}_1 à la conséquence de temps de transport la plus élevée de \tilde{t}_1 , nous obtenons la loterie \tilde{t}_3 .



Ensuite, en appliquant \tilde{x}_1 à la conséquence de temps de transport la plus faible de \tilde{t}_1 , nous obtenons la loterie \tilde{t}_4 .



Enfin, en appliquant \tilde{x}_1 à toutes les conséquences de \tilde{t}_1 , nous obtenons \tilde{t}_5 .



D'après la proposition 3, nous pouvons conclure que tous les individus *reliability prone* vont toujours préférer \tilde{t}_1 face à toutes les autres loteries (i.e. \tilde{t}_3, \tilde{t}_4 et \tilde{t}_5) puisque ces dernières ont toutes été obtenues en ajoutant un bruit blanc \tilde{x}_1 . D'une manière plus générale, en supposant qu'aucun individu désire du temps de transport supplémentaire, nous montrons que tous les individus *reliability prone* respectent la dominance stochastique d'ordre 2 (DS2).

Proposition 4 *Les assertions suivantes sont équivalentes*²⁵ :

(vii) *Tous les individus reliability-prone préfèrent \tilde{t}_i à \tilde{t}_j .*

(viii) *\tilde{t}_j est dominée stochastiquement à l'ordre 2 par \tilde{t}_i .*

Par définition, si \tilde{t}_i domine stochastiquement \tilde{t}_j à l'ordre 1, alors \tilde{t}_i domine nécessairement \tilde{t}_j à l'ordre 2 et à tous les ordres supérieurs. Cependant, la réciproque est fautive. Pour les loteries de même espérance, Rothschild et Stiglitz (1970) démontrent l'équivalence de la DS2 dans le cas de l'ajout d'un bruit blanc et dans le cas des transferts de probabilités. L'ajout d'un bruit blanc correspond aux loteries \tilde{t}_3 et \tilde{t}_4 , tandis que le transfert de probabilités intervient avec la loterie \tilde{t}_5 . Nous remarquons que l'espérance du temps de transport $\mu_1 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5 = 35$ minutes. Cependant la variabilité augmente pour toutes les loteries par rapport à \tilde{t}_1 . En effet, $\sigma_5^2 = 50$ minutes $>$ $\sigma_3^2 = \sigma_4^2 = 37,5$ minutes $>$ $\sigma_1^2 = 25$ minutes.

Arrow (1965) et Pratt (1964) montrent que le niveau de concavité de la fonction d'utilité se capture par l'indice absolu d'aversion pour le risque monétaire. Ce dernier se définit comme le rapport négatif de la dérivée seconde sur la dérivée première de la fonction d'utilité sous l'hypothèse d'utilité espérée. Cet indice gouverne les décisions individuelles face à un risque monétaire. Dans un contexte de risque sur le temps de transport ou de fiabilité du temps de transport, nous établissons, au signe près, le même type d'indice absolu d'aversion pour le risque

25. La démonstration de cette proposition est donnée en Annexe, section F p. 266.

sur le temps de transport ou indice absolu de préférence pour la fiabilité :

$$A(t) = \frac{u''(t)}{u'(t)} \quad (32)$$

Contrairement à l'indice absolu d'aversion pour le risque monétaire d'Arrow (1965) et de Pratt (1964), il n'est pas nécessaire de considérer un rapport négatif pour la fiabilité puisque le temps de transport n'est pas un bien désirable. Par hypothèse $u' < 0$, l'étude du signe de la dérivée seconde de la fonction d'utilité permet d'établir les attitudes à l'égard de la fiabilité du temps de transport et d'en déduire également le signe de $A(t)$.

Si $u' < 0$, alors A est du signe de $-u''$. Donc A est positif pour tous les individus *reliability-prone*. Ces individus ont une préférence absolue pour la fiabilité croissante avec le temps de transport (IARP²⁶). Ils perçoivent que quel que soit le risque, celui-ci est plus nuisible lorsqu'il affecte un temps de transport long. Ensuite, A est nul pour tous les individus neutres à la fiabilité du temps de transport (*reliability neutral*). Ces individus ont une préférence absolue pour la fiabilité du temps de transport constante (CARP²⁷). Ils estiment que quel que soit le risque, il est aussi nuisible indépendamment de la durée du transport. Enfin, A est négatif pour tous les individus *reliability-averse*. Ces individus ont une préférence absolue pour la fiabilité du temps de transport décroissante avec le temps de transport (DARP²⁸). Ils considèrent que quel que soit le risque, il est moins nuisible lorsqu'il affecte un temps de transport long.

Par conséquent, l'indice absolu de préférence pour la fiabilité est un indicateur de l'intensité de la préférence des individus à la fiabilité permettant d'établir des

26. Dans la littérature anglophone, IARP est l'acronyme de *Increasing Absolute Reliability Prone-ness*.

27. Dans la littérature anglophone, CARP est l'acronyme de *Constant Absolute Reliability Prone-ness*.

28. Dans la littérature anglophone, DARP est l'acronyme de *Decreasing Absolute Reliability Prone-ness*.

comparaisons entre les individus sur leur niveau de préférence à la fiabilité ou d'aversion au risque affectant le temps de transport.

Définition 2 *Considérons deux usagers u et v qui ont respectivement une fonction d'utilité décroissante notée u et v . Si l'utilisateur v n'aime aucun risque affectant le temps de transport que l'utilisateur u n'aime pas, alors l'utilisateur v est plus reliability-prone que l'utilisateur u .*

Proposition 5 *Les assertions suivantes sont équivalentes²⁹ :*

(ix) *L'utilisateur v est plus reliability-prone que l'utilisateur u .*

(x) *A est uniformément plus grand pour l'utilisateur v que pour l'utilisateur u .*

(xi) *La fonction d'utilité v est une transformation concave de la fonction d'utilité u .*

À noter que l'indice absolu de préférence pour la fiabilité s'applique au risque additif comme en théorie du risque.

Dans la section 4.6, nous étudions les propriétés de plusieurs formes fonctionnelles de l'utilité (e.g. forme linéaire, logarithmique, quadratique, exponentielle négative et puissance) afin de savoir si elles renvoient à une préférence particulière des individus à l'égard de la fiabilité du temps de transport.

4.3 Prudence à l'égard du temps de transport

L'aversion au risque renvoie à la plus ou moins grande hostilité de l'individu face au risque. Nous définissons, à présent, la prudence à l'égard du temps de transport.

Définition 3 *Un individu est prudent si son utilité marginale du temps de transport est concave.*

29. La démonstration de cette proposition est donnée en Annexe section G p. 266.

La prudence caractérise une aversion pour toute augmentation du risque de perte³⁰. Dans la littérature usuelle relative à l'utilité espérée, la prudence renvoie à une dérivée 3^e positive de la fonction d'utilité par rapport à la richesse. Au contraire, la prudence appliquée à la fiabilité va être cohérente avec un signe négatif de la dérivée 3^e de la fonction d'utilité dépendante du temps de transport puisque le transport n'est pas un bien désirable. Dans ce contexte, la prudence caractérise une aversion au risque affectant plus particulièrement le haut de la distribution du temps de transport, dans la suite, nous ferons référence à un risque "vers le haut" comme dans Crainich et Eeckhoudt (2005). Formellement, \tilde{t}_j contient plus de risque "vers le haut" que \tilde{t}_i si et seulement si :

$$\int_t^{t^{\max}} \int_s^{t^{\max}} [\mathcal{F}_i(l) - \mathcal{F}_j(l)] dl ds \geq 0 \quad \forall t \text{ et avec } \mu_i = \mu_j \text{ et } \sigma_i^2 = \sigma_j^2 \quad (33)$$

Proposition 6 *Les assertions suivantes sont équivalentes*³¹ :

(xii) *Tous les individus prudents préfèrent \tilde{t}_i à \tilde{t}_j .*

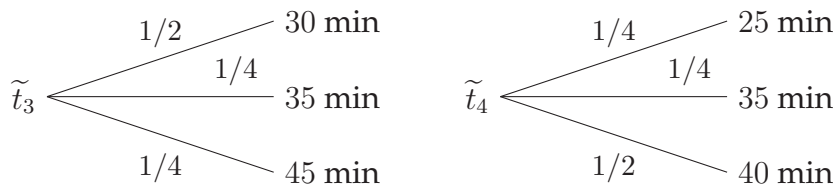
(xiii) *\tilde{t}_j contient plus de risque "vers le haut" que \tilde{t}_i .*

Un individu prudent va toujours préférer que le risque \tilde{x} affecte la réalisation la plus faible de la loterie, par conséquent, la moins mauvaise des conséquences. Celle-ci se caractérise par le temps de transport le plus faible.

Par définition, un changement induit par un risque "vers le haut" préserve à la fois la moyenne et la variance d'une variable aléatoire. Pour illustrer les implications liées au comportement de prudence, reprenons les loteries \tilde{t}_3 et \tilde{t}_4 . Ces deux loteries sont générées à partir de la loterie \tilde{t}_1 à laquelle nous ajoutons un bruit blanc \tilde{x}_1 , une fois au temps de transport le plus élevé de \tilde{t}_1 pour obtenir \tilde{t}_3 et, une autre fois, au temps de transport le plus faible pour obtenir \tilde{t}_4 .

30. À l'origine, le concept de prudence est introduit par Kimball (1990) afin de mesurer l'intensité de l'épargne face à un futur risque sur la richesse.

31. La démonstration de cette proposition est donnée en Annexe, section H, p. 268



Nous observons que ces deux loteries \tilde{t}_3 et \tilde{t}_4 ont la même espérance ($\mu_3 = \mu_4 = 35$ minutes) et la même variance ($\sigma_3^2 = \sigma_4^2 = 37,5$ minutes), mais \tilde{t}_3 contient plus de risque "vers le haut" que \tilde{t}_4 . Intuitivement, un individu *reliability-prone* et prudent est disposé à combiner des bonnes choses (i.e. un temps de transport faible) avec des mauvaises choses, en l'occurrence, un bruit blanc \tilde{x}_1 . Par conséquent, un individu *reliability prone* et prudent va préférer \tilde{t}_4 à \tilde{t}_3 .

La prudence n'est pas incompatible avec une attitude *reliability averse*. Pour ce type d'individu, la prudence va se traduire par la combinaison de bonnes choses avec de bonnes choses. Puisque pour un individu *reliability averse*, un bruit blanc est une bonne chose, il va préférer allouer ce risque à la réalisation du temps de transport la plus faible. Finalement, quelle que soit l'attitude à l'égard du risque, un individu prudent va toujours préférer associer le risque à la moins mauvaise des conséquences sur le temps de transport (Crainich et Eeckhoudt, 2005).

Nous pouvons utiliser le même type de raisonnement que celui mobilisé afin d'établir la proposition 4 sur l'équivalence entre la *reliability proneness* et la DS2. Nous obtenons qu'un individu *reliability prone* et prudent, qui ne désire pas du temps de transport supplémentaire, respecte la dominance stochastique d'ordre 3 (DS3). En effet, une dégradation de la distribution du temps de transport au sens de la DS3 peut être obtenue en combinant une dégradation de la distribution du temps de transport au sens de la DS2 avec un risque "vers le haut". Ainsi, une augmentation du risque "vers le haut" est une dégradation particulière de la distribution du temps de transport au sens de la DS3 au même titre que l'ajout

d'un bruit blanc est une dégradation de la distribution du temps de transport au sens de la DS2.

Proposition 7 *Les assertions suivantes sont équivalentes*³² :

(xiv) *Tous les individus reliability-prone et prudents qui ne désirent pas du temps de transport supplémentaire, préfèrent \tilde{t}_i à \tilde{t}_j .*

(xv) *\tilde{t}_j est dominée stochastiquement à l'ordre 3 par \tilde{t}_i .*

Nous définissons l'indice absolu de prudence pour la fiabilité du temps de transport comme le rapport de la dérivée troisième de u sur la dérivée deuxième de u :

$$P(t) = \frac{u'''(t)}{u''(t)} \quad (34)$$

Le signe de la dérivée troisième nous fournit le comportement de prudence à l'égard de la fiabilité du temps de transport. Il vient que si $u''' < 0$, l'individu est prudent, donc il combine le risque avec des bonnes choses (i.e. un temps de transport faible). Tandis qu'un individu non prudent caractérisé par $u''' > 0$ associe le risque à des mauvaises choses donc, ici, avec le temps de transport le plus long.

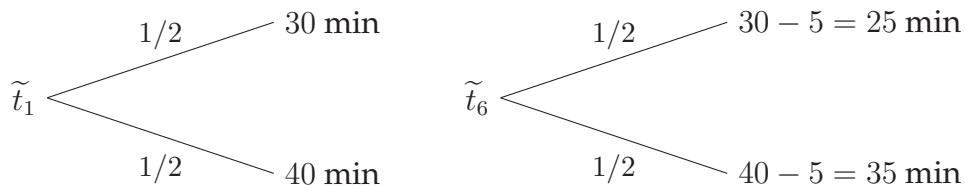
4.4 Valeur du temps : une nouvelle définition impliquant la fiabilité

Le concept de valeur du temps de transport tient un rôle central dans les évaluations de projets d'investissement en infrastructure de transport. Les gains de temps de transport constituent en effet le principal avantage non marchand à prendre en considération dans ce type d'évaluation. Nous revisitons ce concept répandu dans la littérature en faisant apparaître explicitement le temps de transport aléatoire afin d'apporter un nouvel éclairage sur l'évolution (i.e. croissance,

32. La démonstration de cette proposition est donnée en Annexe, section I p. 269.

décroissance, constance) et la forme (i.e. convexité, concavité) de la *VTT*S avec le temps de transport.

Dans la mesure où notre cadre théorique définit le temps de transport comme une variable aléatoire pour chaque alternative de choix, la *VTT*S reflète la disposition à payer des individus pour réduire le temps de transport moyen associé à chaque alternative. Le temps de transport aléatoire est supposé être réduit du même montant dans tous les états du monde. À titre d'exemple, nous prenons la loterie $\tilde{t}_1 = (30 \text{ min}, 1/2; 40 \text{ min}, 1/2)$ et nous supposons que, suite à un investissement, le temps de transport est réduit de $n = 5$ minutes qui se répercute sur tous les états du monde de \tilde{t}_1 et nous permet de définir la loterie \tilde{t}_6 .



Cette réduction du temps de transport se traduit par une diminution du temps de transport moyen μ_1 passant de 35 minutes avant l'investissement à $\mu_6 = 30$ minutes après la réalisation de l'investissement. Avant et après la réalisation de l'investissement, la variance reste constante avec $\sigma_1^2 = \sigma_6^2$. Autrement dit, la fiabilité du temps de transport n'a pas été modifiée par cet investissement. La *VTT*S va définir la disposition à payer des individus pour cette réduction du temps de transport de 5 minutes.

Définition 4 La *VTT*S est le montant monétaire maximum qu'un individu est prêt à payer pour économiser $n > 0$ unité(s) de temps de transport total avec certitude dans tous les états du monde.

Selon la définition 4, la $VTT S$ pour une alternative i est implicitement définie par l'égalité suivante :

$$EU(c_i, \tilde{t}_i) = EU(c_i + VTT S_i, \tilde{t}_i - n) \quad (35)$$

D'après les relations (27) et (28) définissant la fonction d'utilité d'un individu, nous obtenons la forme explicite de la $VTT S$ suivante :

$$VTT S_i = E[VTT S(\tilde{t}_i)] = \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} VTT S(t) d\mathcal{F}_i(t) \quad (36)$$

avec

$$VTT S(t) = \frac{u(t - n) - u(t)}{-\lambda} \approx n \frac{u'(t)}{-\lambda} \quad (37)$$

Cette approximation est vraie lorsque n est petit.

Dans la littérature, la $VTT S$ est parfois croissante avec le temps de transport (Fosgerau et al., 2007) ou décroissante (Blayac, 2006). Cette question non tranchée empiriquement trouve ici une réponse théorique non ambiguë en prenant en compte la préférence à l'égard de la fiabilité des individus.

Proposition 8 *Les assertions suivantes sont équivalentes*³³ :

(xvi) *Pour tous les individus reliability-prone, $VTT S(\tilde{t}_i)$ est supérieure à $VTT S(\tilde{t}_j)$.*

(ii) *\tilde{t}_j est dominée stochastiquement à l'ordre 1 par \tilde{t}_i .*

La proposition 8 implique qu'un individu *reliability prone* est prêt à payer plus pour économiser sur son temps de transport lorsque celui-ci augmente. La $VTT S$ est croissante avec le temps de transport (i.e. $\frac{\partial VTT S}{\partial t} \approx n \frac{u''(t)}{-\lambda}$) pour les individus *reliability prone*. Ceci vient du fait que les agents *reliability prone* ont une utilité marginale négative et décroissante avec le temps de transport. Par conséquent, ils évaluent plus fortement le temps de transport économisé pour des niveaux élevés de temps de transport.

33. La démonstration de cette proposition est donnée en Annexe section J p. 270

La figure 2.9 montre l'évolution de la $VTT S$ en fonction du temps de transport selon les différentes préférences des individus à l'égard de la fiabilité du temps de transport : la $VTT S$ est croissante avec le temps de transport pour les individus *reliability prone* (i.e. $u'' < 0$) tandis qu'elle est décroissante avec le temps de transport pour les individus *reliability averse* (i.e. $u'' > 0$). Enfin, la $VTT S$ est constante pour les individus *reliability neutral* (i.e. $u'' = 0$).

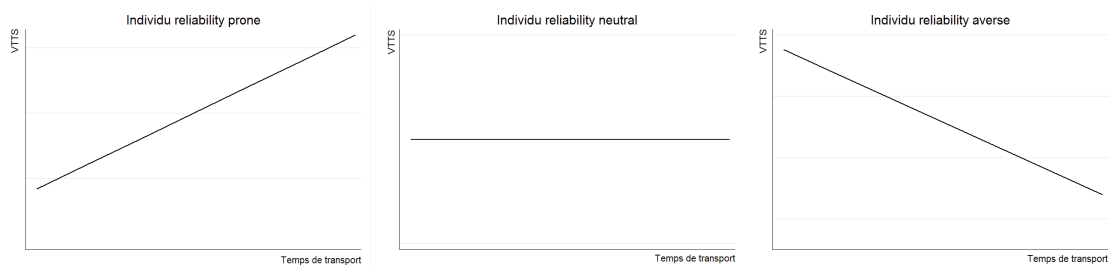


Figure 2.9 – Évolution de la $VTT S$ et préférence à l'égard de la fiabilité

La forme de la $VTT S$, sa convexité ou sa concavité, peut également être discutée. Cette forme est donnée par le signe de la dérivée troisième de la fonction d'utilité du temps de transport u qui détermine la prudence des individus (sur la figure 2.9, nous avons $u''' = 0$).

Proposition 9 Les assertions suivantes sont équivalentes³⁴ :

(xvii) Pour tous les individus prudents, $VTT S(\tilde{t}_j)$ est supérieure à $VTT S(\tilde{t}_i)$.

(vi) \tilde{t}_j contient plus de bruit blanc que \tilde{t}_i .

D'après la proposition 9, plus les trajets sont risqués, plus les individus prudents sont prêts à payer pour économiser du temps de transport. Ainsi, leur $VTT S$ est croissante avec la variabilité du temps de transport. À titre d'exemple, nous reprenons la loterie \tilde{t}_1 . Les individus prudents sont prêts à payer plus pour économiser 5 minutes de temps de transport sur \tilde{t}_1 que pour économiser 5 minutes sur un temps de transport certain de 35 minutes. De plus, ils préfèrent un

34. La preuve de cette proposition est donnée en annexe section K, p. 271

changement de \tilde{t}_1 à \tilde{t}_6 , où \tilde{t}_6 s'obtient en soustrayant 5 minutes de temps de transport à chaque réalisation de \tilde{t}_1 . La $VTT S$ associée à \tilde{t}_1 est supérieure à celle d'un temps de transport certain de 35 minutes si et seulement si :

$$VTT S (\tilde{t}_1) = \frac{1}{2}VTT S (30) + \frac{1}{2}VTT S (40) \geq VTT S (35) \quad (38)$$

D'après l'inégalité de Jensen (1906), la relation (38) est vraie si et seulement si la $VTT S$ est convexe.

La figure 2.10 illustre la forme de la $VTT S$. Pour un individu *reliability prone*, cette caractéristique implique que la $VTT S$ est croissante avec le temps de transport. Si l'individu est aussi prudent, sa $VTT S$ est convexe, alors que si sa $VTT S$ est concave, cela implique que l'individu est non prudent.

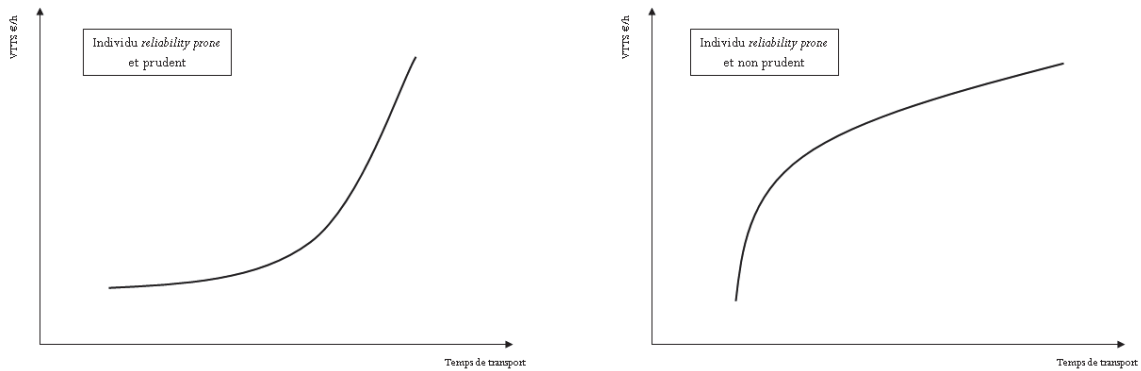


Figure 2.10 – Forme de la $VTT S$

Maintenant, considérons un temps de transport aléatoire \tilde{t}_i défini comme $\mu_i + \tilde{x}_i$ où μ_i est le temps de transport moyen et \tilde{x}_i est un bruit blanc. Supposons également que \tilde{x}_i est suffisamment petit pour que sa variance σ_i^2 tende vers zéro mais moins rapidement que ses moments d'ordres supérieurs à 2 (e.g. skewness, kurtosis). En développant la $VTT S$ autour de sa moyenne, nous obtenons l'approximation suivante :

$$VTT S_i \approx VTT S (\mu_i) - \frac{1}{2}\sigma_i^2 \frac{u''' (\mu_i)}{\lambda} \quad (39)$$

Cette approximation de la $VTT S$ montre les effets séparés de la $VTT S$ sur le temps de transport moyen capturé par le premier terme et les effets de la variabilité du temps de transport capturé par le second terme de l'expression. En effet, le premier terme est simplement la $VTT S$ calculée pour un temps de transport certain correspondant au temps de déplacement moyen de l'alternative. Le second terme est la valeur monétaire du demi-produit de la variance du temps de transport et de la dérivée troisième de la fonction d'utilité divisée par l'utilité marginale du coût du transport. Il est évident que le manque de fiabilité du temps de transport (i.e. la variabilité du temps de transport) impacte positivement la $VTT S$ si et seulement si l'utilisateur est prudent avec $u''' < 0$.

Finalement, nous rappelons que n'importe quelle dégradation de la distribution du temps de transport au sens de la DS2 peut être obtenue en combinant n'importe quelle dégradation de la distribution du temps de transport au sens de la DS1 avec un accroissement d'un bruit blanc.

La proposition 10 découle directement des propositions 8 et 9.

Proposition 10 *Les assertions suivantes sont équivalentes*³⁵ :

(xviii) *Pour tous les individus reliability-prone et prudents, $VTT S(\tilde{t}_j)$ est supérieure à $VTT S(\tilde{t}_i)$.*

(viii) *\tilde{t}_j est dominée stochastiquement à l'ordre 2 par \tilde{t}_i .*

En conclusion, la prise en compte de la préférence à l'égard de la fiabilité du temps de transport fournit une explication des variations de la $VTT S$ en fonction de la durée du déplacement. Les individus *reliability prone* sont prêts à payer plus pour économiser du temps de transport sur les trajets de plus longue durée.

35. La démonstration de cette proposition est donnée en Annexe, section L, p. 271

4.5 Nouvelles approches de valorisation de la fiabilité du temps de transport

En France, le rapport Quinet (2013) traite de l'évaluation socioéconomique des projets d'investissement en infrastructure de transport. Il rappelle que la fiabilité du temps de transport est actuellement un enjeu majeur pour ce type d'évaluation. Par conséquent, nous proposons deux approches pour prendre en compte la fiabilité du temps de transport. D'une part, une approche non monétaire de la fiabilité du temps de transport exprimée comme une prime de risque, la prime de fiabilité (*reliability premium*) notée Π_i dans les développements ci-après, dans la lignée des travaux de Batley (2007). D'autre part, une approche monétaire de la fiabilité du temps de transport qui peut être directement utilisée dans les évaluations de projets d'investissement au même titre que la *VTT*. Cette approche monétaire est la valeur de la fiabilité notée *VOR*.

4.5.1 Prime de fiabilité

Tout d'abord, nous considérons une mesure non monétaire de la valeur de la fiabilité du temps de transport. Cette valeur de la fiabilité est théoriquement similaire au concept de prime de risque développée par Arrow (1965) et Pratt (1964), la prime de fiabilité Π_i . Contrairement à la *VOR*, elle ne s'exprime pas en unité monétaire mais en unité de temps et c'est en ce sens qu'elle est une mesure non monétaire de la fiabilité du temps de transport.

Définition 5 *La prime de fiabilité Π_i est le temps de transport maximum supplémentaire qu'un individu est prêt à accepter pour supprimer l'intégralité du risque sur le temps de transport d'une alternative, ce qui implique un temps de transport certain (sans risque ou fiable) égal au temps de transport moyen de l'alternative augmenté de la prime de fiabilité.*

D'après la définition 5, Π_i est implicitement définie par l'égalité suivante :

$$EU(c_i, \tilde{t}_i) = U(c_i, \mu_i + \Pi_i) \quad (40)$$

En utilisant les relations (27) et (28) sur la fonction d'utilité des individus, la condition (40) sur Π_i équivaut à la relation suivante :

$$Eu(\tilde{t}_i) = u(\mu_i + \Pi_i) \quad (41)$$

Nous considérons une alternative quelconque i définie par un temps de transport aléatoire \tilde{t}_i exprimé comme $\mu_i + \tilde{x}_i$, où μ_i correspond au temps de transport moyen et \tilde{x}_i est un bruit blanc. Nous nous plaçons dans le cas particulier d'un risque additif sur le temps de transport. Ainsi, nous obtenons une approximation de la prime de fiabilité identique à celle que propose Pratt (1964) :

$$\Pi_i \approx \frac{1}{2} \sigma_i^2 A(\mu_i) \quad (42)$$

La prime de fiabilité est approximativement égale au demi-produit de la variance du temps de transport et de l'indice absolu de préférence pour la fiabilité évaluée au point moyen de l'alternative (i.e. $A(\mu_i)$). Si nous faisons l'hypothèse que les individus ne désirent pas du temps de transport supplémentaire et qu'ils sont *reliability-prone* (i.e. $A > 0$), alors la prime de fiabilité est croissante avec la variabilité du temps de transport : $\frac{\partial \Pi_i}{\partial \sigma_i^2} > 0$.

Proposition 11 *Les assertions suivantes sont équivalentes*³⁶ :

(xix) *Pour tous les individus reliability-prone, qui ne désirent pas du temps de transport supplémentaire, la prime de fiabilité est plus grande pour \tilde{t}_j que pour \tilde{t}_i .*

(vi) *\tilde{t}_j contient plus de bruit blanc que \tilde{t}_i .*

36. La démonstration de cette proposition est donnée en Annexe, section M, p. 272.

Par conséquent, Π_i est positive pour les individus *reliability prone* qui sont caractérisés par une fonction d'utilité concave. Π_i est croissante avec tout accroissement de bruit blanc.

De plus, l'approximation de Π_i définie par l'équation (42) révèle que la valeur de l'indice absolu de préférence pour la fiabilité détermine le montant de Π_i . Par conséquent, plus un individu est *reliability prone*, plus sa prime de fiabilité est grande. Il est prêt à accepter un temps de transport supplémentaire de plus en plus important pour éliminer l'intégralité du risque sur son temps de transport quand ce dernier augmente.

Proposition 12 *Les assertions suivantes sont équivalentes*³⁷ :

(ix) *Un individu v est plus reliability-prone qu'un individu u .*

(xx) *La prime de fiabilité de l'individu v est supérieure à celle de l'individu u .*

La proposition 12 implique que Π_i est décroissante avec le temps de transport pour tous les individus présentant une DARP. Ces individus ont une préférence absolue pour la fiabilité décroissante avec le temps de transport. Ce qui implique que lorsque le temps de transport augmente, le degré de *reliability proneness* diminue. Logiquement, si la préférence pour la fiabilité diminue, les individus sont moins disposés à supporter un temps de transport supplémentaire élevé pour éliminer le manque de fiabilité. Le manque de fiabilité est moins nuisible pour les trajets de plus longue durée.

4.5.2 Valeur de la fiabilité

La prime de fiabilité permet de déterminer le temps de transport supplémentaire que les individus sont prêts à accepter pour éliminer l'intégralité du risque sur leur temps de transport. Cependant, pour mener une évaluation de projets d'investissement en infrastructure de transport, il est nécessaire de monétariser

37. La démonstration de cette proposition est donnée en Annexe, section N, p. 272.

les avantages non marchands. L'amélioration de la fiabilité est un de ces avantages qu'il convient de monétariser au même titre que les gains de temps de transport. Par conséquent, la prime de fiabilité n'est pas suffisante. La valeur de la fiabilité VOR permet d'évaluer monétairement la fiabilité du temps de transport qui pourra être directement intégrée dans les évaluations de projets.

Définition 6 *La valeur de la fiabilité (VOR) est le montant monétaire maximum qu'un individu est prêt à payer pour éliminer l'intégralité du risque sur le temps de transport d'une alternative, ce qui implique un temps de transport certain égal au temps de transport moyen de l'alternative.*

La définition 6 indique que la VOR pour une alternative i est implicitement définie par l'égalité suivante :

$$EU(c_i, \tilde{t}_i) = U(c_i + VOR_i, \mu_i) \quad (43)$$

D'après les équations (27) et (28) sur les préférences des individus, nous obtenons la forme explicite de la VOR suivante :

$$VOR_i = E[VOR(\tilde{t}_i)] = \int_{t^{min}}^{t^{max}} VOR(t) d\mathcal{F}_i(t) \quad (44)$$

et donc

$$VOR(\tilde{t}_i) = \frac{u(\mu_i) - u(\tilde{t}_i)}{\lambda} \quad (45)$$

D'après l'inégalité de Jensen (1906), la VOR est positive pour tous les individus *reliability prone* caractérisés par une fonction d'utilité concave du temps de transport. D'une manière plus générale, nous obtenons les résultats suivants.

Proposition 13 *Les assertions suivantes sont équivalentes*³⁸ :

(xxi) *Pour tous les individus reliability-prone, $VOR(\tilde{t}_j)$ est supérieure à $VOR(\tilde{t}_i)$.*

(vi) *\tilde{t}_j contient plus de bruit blanc que \tilde{t}_i .*

La proposition 13 indique que la VOR est croissante avec le risque sur le temps de transport. Cependant, la VOR n'est pas nécessairement croissante avec n'importe quelle dégradation de la distribution du temps de transport au sens de la DS2. En effet, les dégradations au sens de la DS2 qui incluent celles au sens de la DS1 peuvent augmenter strictement le temps de transport moyen, ce qui a un impact négatif sur la VOR . De plus, en opposition à la prime de fiabilité, la VOR n'est pas gouvernée par l'indice absolu de préférence pour la fiabilité. En effet, pour n'importe quel temps de transport aléatoire \tilde{t}_i , et en considérant deux individus *reliability-prone* caractérisés par la même utilité marginale du coût et des fonctions d'utilité u et v sur le temps de transport, nous constatons que la VOR de l'individu v est supérieure à celle de l'individu u si et seulement si $v(\mu_i) - u(\mu_i) \geq E[v(\tilde{t}_i) - u(\tilde{t}_i)]$ pour tous \tilde{t}_i , ce qui revient à la convexité de $v - u$, i.e. $v'' \geq u''$. Ainsi, la valeur de l'utilité marginale du temps de transport n'est pas impliquée.

Nous considérons une alternative i avec un temps de transport aléatoire \tilde{t}_i défini par $\mu_i + \tilde{x}_i$ où μ_i est le temps de transport moyen et \tilde{x}_i est un bruit blanc. Ainsi, nous obtenons l'approximation suivante de la VOR ³⁹ :

$$VOR_i \approx -\frac{1}{2}\sigma_i^2 \frac{u''(\mu_i)}{\lambda} \quad (46)$$

$$\approx \Pi_i \times VTTTS(\mu_i) \quad (47)$$

38. La démonstration de cette proposition est donnée en Annexe section O, p. 273.

39. En développement u autour de μ_i , nous obtenons :

$u(\tilde{t}_i) = u(\mu_i + \tilde{x}_i) = u(\mu_i) + \tilde{x}_i u'(\mu_i) + \frac{1}{2} \tilde{x}_i^2 u''(\mu_i)$. Ainsi $u(\mu_i) - Eu(\tilde{t}_i) = \frac{1}{2} \sigma_i^2 u''(\mu_i)$. Finalement, en utilisant l'approximation de la prime de fiabilité définie par l'équation (42) et l'approximation de la $VTTTS$ définie par l'équation (37) pour $n = 1$, nous obtenons ces résultats.

L'approximation de la *VOR* est donnée par le produit de la prime de fiabilité Π_i et de la *VTTs* pour des petits risques sur le temps de transport. Ce résultat est logique puisque la *VTTs* est vue comme une fonction mesurée en monnaie qui transforme le temps en argent. Nous observons également que, d'après l'équation (47), le ratio de fiabilité *RR* utilisé dans la littérature est approximativement égal à la prime de fiabilité que nous définissons.

En conclusion, nous explicitons les préférences à l'égard de la fiabilité du temps de transport, ainsi que la prudence. Nous en déduisons les implications sur la *VTTs*. Nous proposons, également, deux approches de valorisation de la fiabilité du temps de transport inspirées des concepts de prime de risque. Nous présentons un grand nombre de définitions et propositions théoriques qui sont essentielles pour l'ensemble des démonstrations. Néanmoins, nous pouvons résumer nos principaux résultats théoriques dans le tableau 2.4. Nous amorçons une discussion sur les formes fonctionnelles utilisées pour représenter l'utilité des individus avec la prise en compte d'un temps de transport aléatoire.

Tableau 2.4 – Principaux résultats théoriques du modèle intégrant l'attitude à l'égard de la fiabilité

Attitude	Résultats théoriques
Individu <i>reliability</i> <i>prone</i>	$u'' < 0$
	<i>VTTs</i> croissante avec le temps de transport moyen
	$\Pi > 0$
	<i>VOR</i> > 0
Individu <i>reliability</i> <i>prone</i> et <i>prudent</i>	$u''' < 0$
	$VTTs(\tilde{t}) > VTTs(\mu)$
	<i>VTTs</i> convexe avec le temps de transport moyen
	<i>VOR</i> croissante avec le temps de transport moyen

4.6 Discussion des formes fonctionnelles pour l'étude de la fiabilité du temps de transport

Nous avons choisi de représenter l'utilité totale d'un individu par une fonction quasi linéaire exprimée par la relation (27) : $U_i = EU(c_i, \tilde{t}_i) = -\lambda c_i + Eu(\tilde{t}_i)$. Une partie de cette fonction se caractérise par une fonction d'utilité dépendant uniquement du temps de transport aléatoire : $u(\tilde{t}_i)$. Nous étudions différentes formes fonctionnelles de l'utilité afin d'identifier les hypothèses implicites imposées par l'utilisation d'une forme fonctionnelle sur l'attitude à l'égard de la fiabilité et la prudence. Nous envisageons successivement cinq formes particulières : l'utilité linéaire, logarithmique, quadratique, exponentielle négative et puissance.

4.6.1 Fonction d'utilité linéaire

Considérer une fonction d'utilité linéaire en temps de transport est l'hypothèse la plus simple. Celle-ci est largement répandue en économie des transports puisqu'elle est facile à étudier et son utilisation dans les estimations économétriques est simple.

Pour un temps de transport aléatoire $\tilde{t} > 0$, une fonction d'utilité linéaire est définie par :

$$u(t) = \beta t \quad (48)$$

La fonction $u(t)$ est strictement décroissante si $\beta < 0$. L'utilité marginale du temps de transport est négative et constante. Les dérivées successives à partir de l'ordre 2 sont nulles, donc $A(t) = 0$ et $P(t) = 0$. Les individus sont neutres à la fiabilité du temps de transport et ne sont ni prudents ni non-prudents.

En substituant l'équation (48) dans l'équation (27), nous obtenons :

$$EU_i(c_i, \tilde{t}_i) = -\lambda c_i + \beta E\tilde{t} \text{ avec } \lambda > 0 \text{ et } \beta < 0 \quad (49)$$

Nous pouvons déterminer la $VTT S$, Π et VOR en utilisant les différentes approximations déterminées précédemment. Il vient :

$$VTT S = n \frac{\beta}{-\lambda} \quad (50)$$

$$\Pi = 0 \quad (51)$$

$$VOR = 0 \quad (52)$$

Par conséquent, les individus neutres à la fiabilité sont disposés à payer pour réduire leur temps de transport, mais ils ne sont pas disposés à payer pour améliorer la fiabilité. Leur $VTT S$ est constante quelque soit la durée du trajet.

4.6.2 Fonction d'utilité logarithmique

Considérons la forme fonctionnelle logarithmique pour l'utilité dépendante du temps de transport qui s'exprime comme suit :

$$u(t) = \beta \ln(t) \quad (53)$$

Cette fonction est strictement décroissante si $\beta < 0$ et $t > 0$. Avec l'hypothèse $\beta < 0$, nécessaire pour que l'utilité marginale du temps de transport soit négative,, la fonction d'utilité logarithmique opère un changement de signe à chaque dérivée successive. La fonction d'utilité est convexe avec $u'' > 0$. Par conséquent, les individus sont *reliability averse* avec un indice absolu de préférence pour la fiabilité strictement négatif.

$$A(t) = -\frac{1}{t} < 0 \forall t \quad (54)$$

Cependant, les individus sont prudents puisque $u''' < 0$ avec un indice absolu pour la prudence de la forme suivante :

$$P(t) = -\frac{2}{t} < 0 \forall t \quad (55)$$

En substituant l'équation (53) dans l'équation (27), nous pouvons déterminer les approximations de la $VTTs$, de Π et de la VOR en utilisant respectivement les relations (37), (42) et (47). Il vient les expressions suivantes :

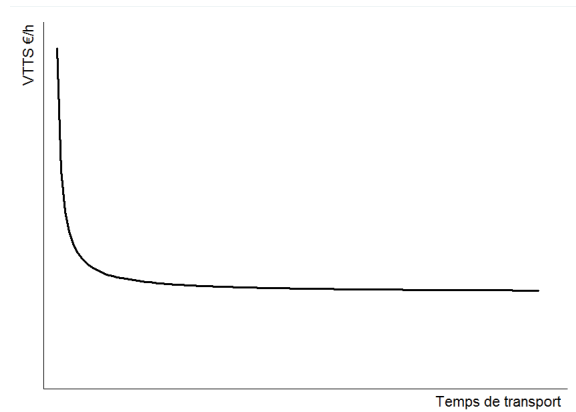
$$VTTs = n \frac{\beta}{-\lambda} \frac{1}{t} \quad (56)$$

$$\Pi_i = -\frac{1}{2} \sigma_i^2 \frac{1}{t} < 0 \quad (57)$$

$$VOR_i = \frac{1}{2} \sigma_i^2 \frac{\beta}{t^2} \frac{1}{\lambda} < 0 \quad (58)$$

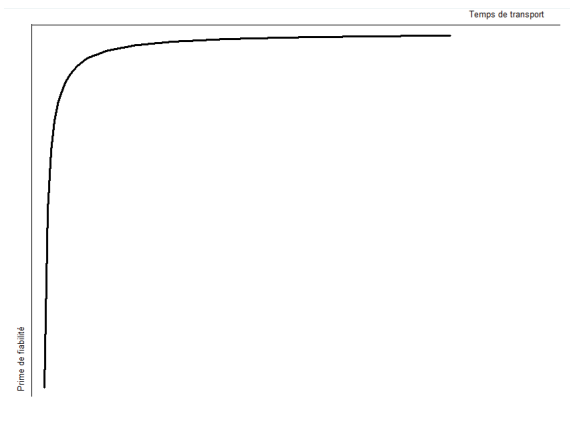
avec $\beta < 0$ et $\lambda > 0$.

Les figures 2.11, 2.12 et 2.13 illustrent respectivement l'allure générale de la $VTTs$, de la Π et de la VOR imposée par le choix d'une fonction d'utilité logarithmique.



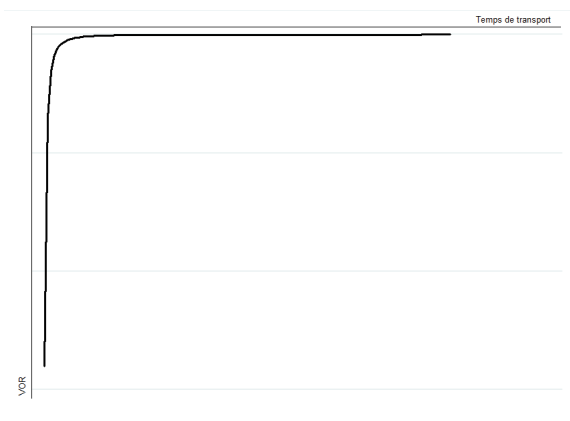
La $VTTs$ est décroissante avec le temps de transport puisque les individus sont *reliability averse*. Le niveau de la $VTTs$ sera déterminé par les résultats d'une estimation économétrique.

Figure 2.11 – $VTTs$ dans le cas d'une fonction d'utilité logarithmique



La prime de fiabilité est négative, ce qui est cohérent avec l'attitude *reliability averse*. Cependant, sa valeur est croissante avec le temps de transport puisque les individus sont prudents.

Figure 2.12 – II dans le cas d'une fonction d'utilité logarithmique



La *VOR* est également négative, ce qui est cohérent avec l'attitude *reliability averse*. Sa valeur est croissante avec le temps de transport puisque les individus sont prudents.

Figure 2.13 – *VOR* dans le cas d'une fonction d'utilité logarithmique

En conclusion, l'application d'une fonction d'utilité logarithmique impose que les individus soient *reliability-averse* et prudents. D'après les résultats théoriques établis précédemment, cela implique que la *VTT* est décroissante avec le temps de transport. Plus le temps de transport augmente, moins ces individus sont prêts à payer pour économiser du temps de transport. Ensuite, leur prime de fiabilité, ainsi que leur *VOR* sont négatives. Néanmoins, puisqu'ils sont également prudents, *II* et *VOR* augmentent avec le temps de transport. Avec l'augmentation du temps de transport, les individus ne sont toujours pas prêts à payer pour améliorer la fiabilité, mais ce montant (négatif) est de plus en plus faible.

4.6.3 Fonction d'utilité quadratique

Considérons une forme quadratique pour la fonction d'utilité du temps de transport du type :

$$u(t) = \alpha t + \beta t^2 \quad (59)$$

La fonction est strictement décroissante et concave si $t > -\frac{\alpha}{2\beta}$ et $\beta < 0$ au regard de sa dérivée première $u' = \alpha + 2\beta t$. Les individus sont *reliability prone* puisque $u'' = 2\beta < 0$ avec $\beta < 0$. L'indice absolu de préférence pour la fiabilité est de la forme suivante :

$$A(t) = \frac{1}{t + \alpha/2\beta} \quad (60)$$

Les individus avec une fonction d'utilité quadratique sont caractérisés par une DARP. Ils deviennent moins *reliability-prone* avec l'augmentation du temps de transport. Autrement dit, plus le trajet a un temps de transport élevé, moins ils sont hostiles au risque sur le temps de transport. Enfin, comme l'utilité marginale du temps de transport est linéaire, l'indice absolu de prudence est nul avec $P(t) = 0$. Ces individus ne sont pas affectés par un risque "vers le haut" sur le temps de transport. Ceci est dû au fait que leur fonction d'utilité dépend uniquement des deux premiers moments de la distribution du temps de transport (i.e. l'espérance et la variance).

En substituant l'équation (59) dans l'équation (27) relative à la fonction d'utilité espérée, nous obtenons une fonction d'utilité qui dépend seulement de l'espérance et de la variance du temps de transport :

$$EU_i = -\lambda c_i + \alpha \mu_i + \beta \mu_i^2 + \beta \sigma_i^2 \quad (61)$$

Nous reconnaissons la fonction utilisée par Senna (1994, eq.15, p.211) présentée précédemment (section 2.1). Jackson et Jucker (1982) l'utilisent également mais en omettant l'espérance au carré du temps de transport μ_i^2 .

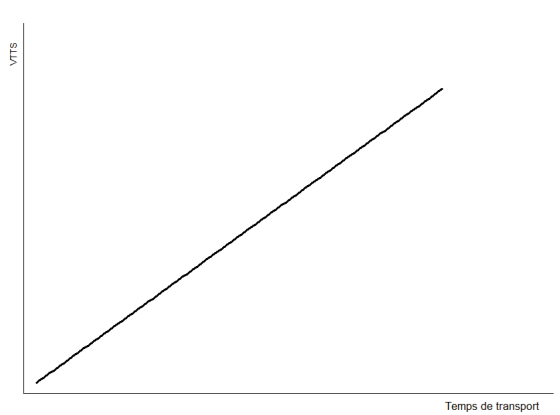
Nous en déduisons les approximations de la $VTTs$, de Π et de la VOR . Il vient les résultats suivants :

$$VTTs = n \frac{\alpha + 2\beta\mu}{-\lambda} \quad (62)$$

$$\Pi = \frac{1}{2}\sigma^2 \frac{1}{\mu + \alpha/2\beta} \quad (63)$$

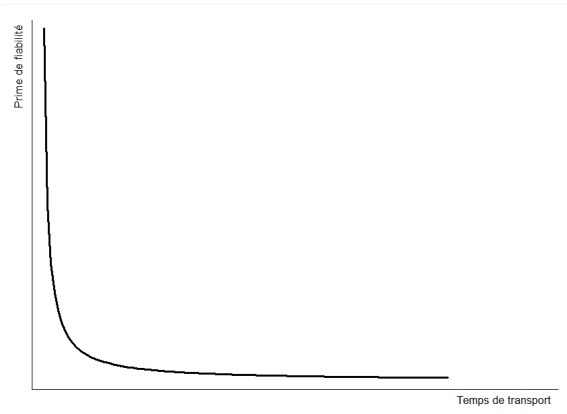
$$VOR = -\frac{1}{2}\sigma^2 \frac{2\beta}{\lambda} \quad (64)$$

Les figures 2.14, 2.15 et 2.16 illustrent respectivement l'allure générale de la $VTTs$, de la Π et de la VOR imposée par le choix d'une fonction d'utilité quadratique.



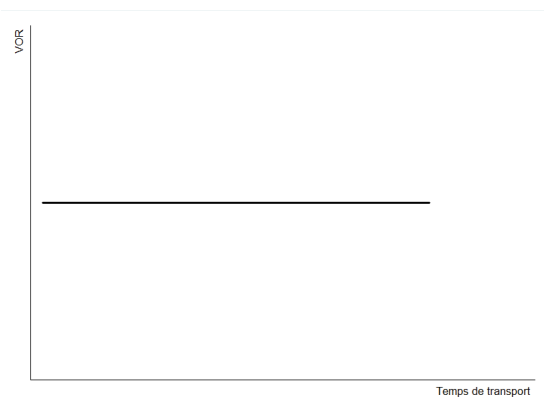
La $VTTs$ est croissante et linéaire avec le temps de transport, ce qui est cohérent avec l'attitude *reliability prone* des individus.

Figure 2.14 – $VTTs$ dans le cas d'une fonction d'utilité quadratique



La prime de fiabilité est décroissante avec le temps de transport, ce qui est cohérent avec la DARP. Lorsque le temps de transport augmente, les individus sont moins *reliability prone*. Par conséquent, ils accordent moins de temps de transport pour se prémunir contre le manque de fiabilité du temps de transport.

Figure 2.15 – Π dans le cas d'une fonction d'utilité quadratique



La *VOR* est constante avec le temps de transport. Quelque soit la durée du trajet, leur disposition à payer pour améliorer la fiabilité du temps de transport reste la même.

Figure 2.16 – *VOR* dans le cas d'une fonction d'utilité quadratique

4.6.4 Fonction d'utilité exponentielle négative

Considérons une forme fonctionnelle exponentielle négative du type :

$$u(t) = -\exp(\beta t) \quad (65)$$

Cette fonction a la propriété particulière que la n^e dérivée est du signe de $(-\beta^n)$. Si $\beta > 0$, alors les individus sont *reliability prone* et prudents. En effet, l'indice absolu de préférence pour la fiabilité et l'indice absolu pour la prudence sont égaux et constants, $A(t) = P(t) = \beta \forall t$. Cette forme fonctionnelle implique CARP, la prime de fiabilité est indépendante du temps de transport moyen. Il est impossible de considérer $\beta > 0$ puisque cette hypothèse implique une fonction

d'utilité croissante avec le temps de transport, ce qui ne répond pas au fondement microéconomique standard en économie des transports lié à la non désirabilité du temps de transport impliquant $u' < 0$.

En substituant l'équation (65) dans l'équation (27), nous déterminons la $VTTs$, Π et la VOR associées à cette forme fonctionnelle exponentielle négative. Il vient les résultats suivants :

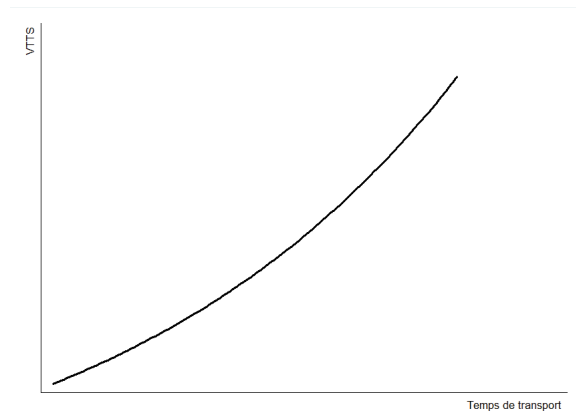
$$VTTs = n \frac{\beta \exp(\beta t)}{\lambda} \quad (66)$$

$$\Pi = \frac{1}{2} \sigma_i^2 \beta \quad (67)$$

$$VOR = \frac{1}{2} \sigma_i^2 \frac{\beta^2 \exp(\beta t)}{\lambda} \quad (68)$$

avec $\beta > 0$ et $\lambda > 0$.

Les figures 2.17, 2.18 et 2.19 illustrent respectivement l'allure générale de la $VTTs$, de la Π et de la VOR imposée par le choix d'une fonction d'utilité exponentielle.



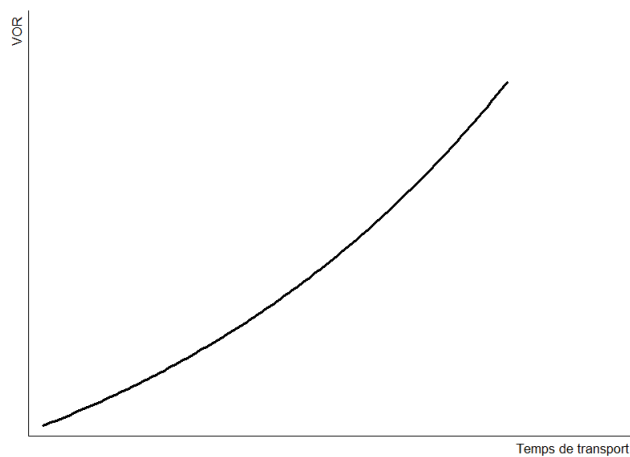
La $VTTs$ est croissante convexe avec le temps de transport, ce qui est cohérent avec l'attitude *reliability prone* et de prudence des individus.

Figure 2.17 – $VTTs$ dans le cas d'une fonction d'utilité exponentielle négative



La prime de fiabilité est constante avec le temps de transport ce qui est cohérent avec la forme CARP. Les individus sont prêts à augmenter leur temps de transport pour éliminer un risque donné mais de la même quantité quelque soit la durée du trajet.

Figure 2.18 – Π dans le cas d'une fonction d'utilité exponentielle négative



La *VOR* est croissante convexe avec le temps de transport. Si le temps de transport augmente, les individus sont disposés à payer un montant de plus en plus grand pour éliminer le manque de fiabilité du temps de transport.

Figure 2.19 – *VOR* dans le cas d'une fonction d'utilité exponentielle négative

4.6.5 Fonction d'utilité puissance

Nous considérons finalement une fonction d'utilité puissance particulière dite transformation *Box-Cox* du type suivant :

$$u(t) = \frac{\alpha}{1 + \gamma} [t^{1+\gamma} - 1] \quad (69)$$

Cette fonction d'utilité est strictement décroissante si $\alpha < 0$, $\forall \gamma$ et $\forall t > 0$. La dérivée seconde est de la forme suivante :

$$u'' = \alpha \gamma t^{\gamma-1} \quad (70)$$

Si $\gamma > 0$, alors les individus sont *reliability-prone*. Tandis que si $\gamma < 0$, alors les individus sont *reliability-averse*.

L'indice absolu de préférence pour la fiabilité se définit comme suit :

$$A(t) = \frac{\gamma}{t} \quad (71)$$

Par conséquent, selon le signe de γ , nous obtenons une forme IARP avec $\gamma > 0$ ou une forme DARP avec $\gamma < 0$ puisque $t > 0$.

La dérivée troisième, qui détermine la prudence est, quant à elle, de la forme suivante :

$$u''' = \alpha\gamma(\gamma - 1) t^{\gamma-1} \quad (72)$$

Comme pour l'attitude à l'égard de la fiabilité, la valeur de γ détermine le signe de la dérivée troisième et, par conséquent, la prudence. Ainsi, si $\gamma < 0$ ou $\gamma > 1$, alors les individus sont prudents. Tandis que si $0 < \gamma < 1$, alors les individus sont non prudents. L'indice absolu pour la prudence est défini par la relation suivante :

$$P(t) = \frac{\gamma - 1}{t} \quad (73)$$

Finalement, avec cette dernière forme fonctionnelle, il est possible de retrouver la plupart des attitudes à l'égard de la fiabilité du temps de transport et de la prudence que nous résumons dans le tableau 2.5.

En substituant l'équation (69) dans l'équation (27), nous déterminons les formes explicites de la *VTTs*, de Π et de la *VOR*. Ces formes sont données par les relations suivantes :

$$VTTs = n \frac{\alpha t^\gamma}{-\lambda} \quad (74)$$

$$\Pi_i = \frac{1}{2} \sigma^2 \frac{\gamma}{t} \quad (75)$$

$$VOR_i = -\frac{1}{2} \sigma^2 \frac{\alpha \gamma t^{\gamma-1}}{\lambda} \quad (76)$$

Tableau 2.5 – Attitude à l'égard de la fiabilité et prudence en fonction de la valeur γ

γ	$-\infty$	0	1	$+\infty$
$u''(t)$	<i>Reliability averse</i>		<i>Reliability prone</i>	
$u'''(t)$	Prudent	Non-prudent	Prudent	

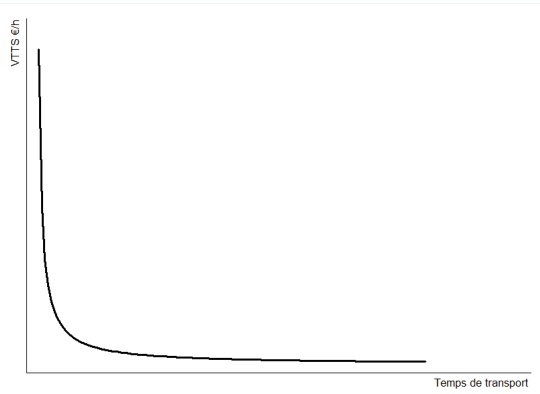
Au regard de ces formes explicites, le paramètre γ intervient, et va déterminer le signe de Π et de la VOR . Il n'y a que la $VTTTS$ qui est nécessairement positive quelque soit la valeur de γ .

Cette forme fonctionnelle est plus flexible que les formes étudiées précédemment. Par conséquent, en associant les préférences à l'égard de la fiabilité et de la prudence, nous déterminons quatre profils différents d'individu : individu *reliability averse* et prudent, individu *reliability neutral*, individu *reliability prone* et non prudent, et enfin individu *reliability prone* et prudent. Ces profils peuvent être déterminés en posant le moins d'hypothèse préalable mise à part l'utilité marginale négative du temps de transport qui se caractérise par $\alpha < 0$. Ensuite, ils sont déduits des estimations économétriques qui fournissent la valeur des différents paramètres.

Nous étudions les implications de ces quatre profils d'individus sur la $VTTTS$, Π et la VOR à l'aide de graphiques comme pour les autres formes fonctionnelles de l'utilité.

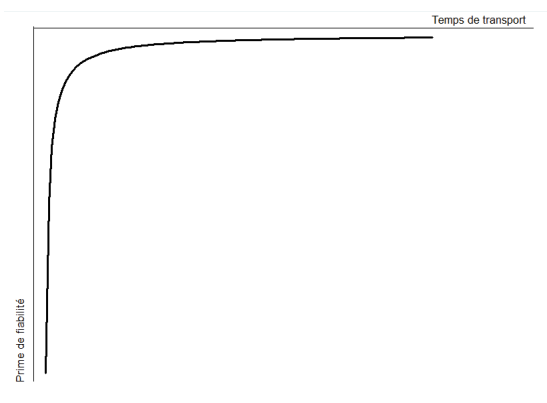
Individu *reliability averse* et prudent

Les figures 2.20, 2.21 et 2.22 illustrent respectivement l'allure générale de la $VTTTS$, de Π_i et de la VOR pour des individus *reliability averse* et prudent.



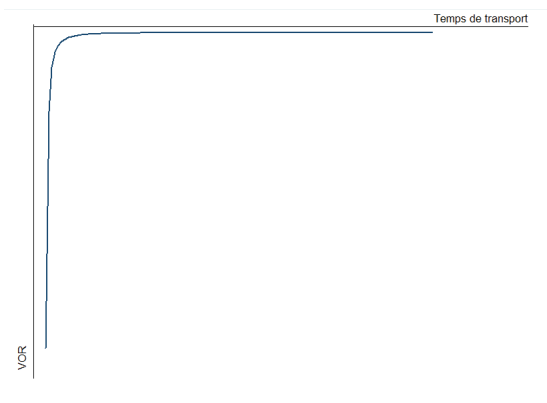
La *VTTs* est décroissante et convexe du temps de transport.

Figure 2.20 – *VTTs* des individus *reliability averse* et prudents



$\Pi < 0$ puisque les individus sont *reliability-averse*. En revanche, elle est croissante avec le temps de transport.

Figure 2.21 – Π des individus *reliability-averse* et prudents



La *VOR* est strictement négative. Les individus *reliability-averse* ne sont pas disposés à payer pour améliorer la fiabilité. En revanche, comme pour la Π , la *VOR* est croissante avec le temps de transport.

Figure 2.22 – *VOR* des individus *reliability-averse* et prudents

Individu *reliability neutral*

Ce cas de figure est équivalent à l'utilisation d'une fonction d'utilité linéaire. Par conséquent, la *VTTs* est constante quelque soit la durée du trajet, la Π et la

VOR sont nulles. Les individus ne sont pas disposés à payer pour améliorer la fiabilité du temps de transport.

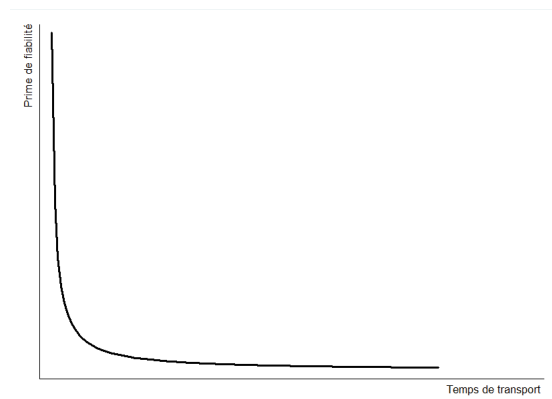
Individu *reliability prone* et non prudent

Les figures 2.23, 2.24 et 2.25 illustrent respectivement l'allure générale de la $VTTs$, de Π_i et de la VOR pour les individus *reliability-prone* et non prudents.



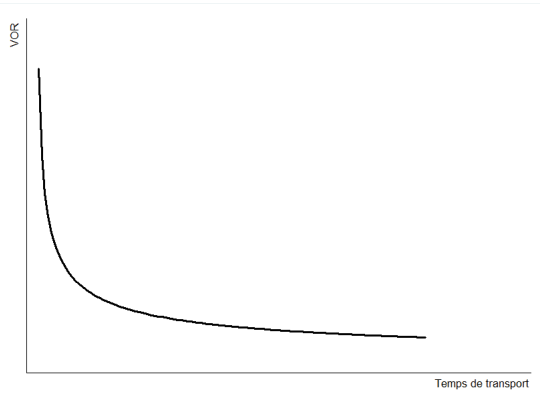
La $VTTs$ est croissante avec le temps de transport puisque les individus sont *reliability-prone*. En revanche, elle est convexe à cause de la non prudence des individus.

Figure 2.23 – $VTTs$ des individus *reliability-prone* et non prudents



$\Pi > 0$ puisque les individus sont *reliability-prone*. Cependant comme ils sont également non prudents, Π est décroissante avec le temps de transport. Avec l'augmentation du temps de transport, les individus acceptent un temps supplémentaire de plus en plus faible pour se prémunir du manque de fiabilité.

Figure 2.24 – Π des individus *reliability-prone* et non prudents

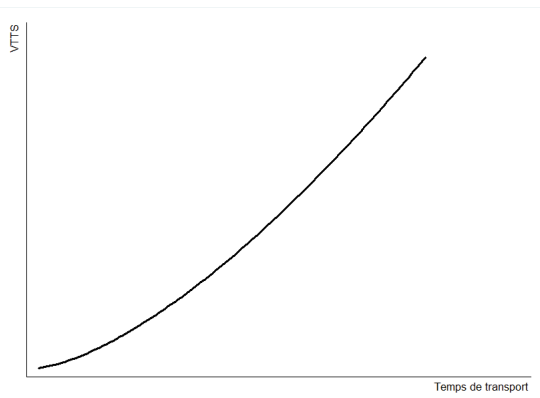


La *VOR* est positive et strictement décroissante avec le temps de transport. Les individus *reliability-prone* et non prudents acceptent de payer pour améliorer la fiabilité, mais le montant est décroissant avec la durée du trajet.

Figure 2.25 – *VOR* des individus *reliability-prone* et non prudents

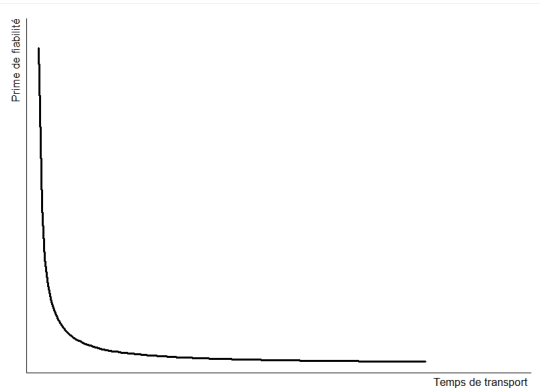
Individu *reliability prone* et prudent

Les figures 2.26, 2.27 et 2.28 illustrent respectivement l'allure générale de la *VTTs*, de Π et de la *VOR* pour des individus *reliability prone* et prudents.



La *VTTs* est croissante et convexe avec le temps de transport. Ce résultat est cohérent avec l'attitude *reliability-prone* et de prudence.

Figure 2.26 – *VTTs* des individus *reliability-prone* et prudents



$\Pi > 0$ mais elle est décroissante avec le temps de transport.

Figure 2.27 – Π des individus *reliability-prone* et prudents



La $VOR > 0$, elle est croissante avec le temps de transport. Les individus *reliability-prone* et prudents sont disposés à payer un montant de plus en plus élevé quand la durée de leur trajet augmente.

Figure 2.28 – VOR des individus *reliability-prone* et prudents

En conclusion, cette discussion sur les implications des formes fonctionnelles de l'utilité en économie des transports apporte un éclairage sur la question empirique d'une $VTTs$ croissante ou décroissante avec le temps de transport. Nous montrons donc que les préférences à l'égard de la fiabilité est un élément de réponse. Si un individu est *reliability averse*, il a nécessairement une $VTTs$ décroissante avec le temps de transport, tandis que si un individu est *reliability prone* alors sa $VTTs$ est croissante avec le temps de transport. De plus, pour la VOR , nous montrons que la prudence des individus joue un rôle prépondérant sur la croissance ou la décroissance de la VOR avec le temps de transport. Par conséquent, un individu prudent a une VOR croissante avec le temps de transport, alors qu'un individu non prudent a une VOR décroissante avec le temps de trans-

port. Le tableau 2.6 synthétise les principaux résultats des différentes formes fonctionnelles discutées précédemment. Le choix de la forme fonctionnelle de l'utilité est importante puisque'elle implique des préférences précises à l'égard de la variabilité du temps de transport. Par conséquent, nous préconisons l'utilisation de l'utilité puissance qui est plus flexible que les autres formes fonctionnelles. Ce sont les résultats des estimations qui indiquent les préférences individuelles à l'égard de la fiabilité et de la prudence.

Tableau 2.6 – Récapitulatif des attitudes et implications associés à des formes fonctionnelles particulières de l'utilité

Utilité	Attitudes	Implications
Linéaire	<i>Reliability</i>	<i>VTTTS</i> constante $\Pi = 0$
	<i>neutral</i>	$VOR = 0$
Logarithmique	<i>Reliability</i>	<i>VTTTS</i> décroissante en t
	<i>averse</i>	$\Pi < 0$ et croissante en t
	Prudent	$VOR < 0$ et croissante en t
Quadratique	<i>Reliability</i>	<i>VTTTS</i> croissante linéairement en t $\Pi > 0$ et décroissante en t
	<i>prone</i>	$VOR > 0$ et constante en t
Exponentielle négative	<i>Reliability</i>	<i>VTTTS</i> croissante convexe en t
	<i>prone</i>	$\Pi > 0$ et constante en t
	Prudent	$VOR > 0$ et croissante convexe en t
Puissance de type Box-Cox	<i>Reliability</i>	<i>VTTTS</i> décroissante en t
	<i>averse</i>	$\Pi < 0$ et croissante en t
	Prudent	$VOR < 0$ et croissante en t
	Neutre	Même résultats que l'utilité linéaire
	<i>Reliability</i>	<i>VTTTS</i> croissante concave en t
	<i>prone</i>	$\Pi > 0$ et décroissante en t
	Non prudent	$VOR > 0$ et décroissante en t
<i>Reliability</i>	<i>VTTTS</i> croissante convexe en t	
<i>prone</i>	$\Pi > 0$ et décroissante en t	
Prudent	$VOR > 0$ et croissante concave en t	

5 Application empirique

Nous avons exposé une approche théorique permettant de prendre en compte l'attitude à l'égard de la fiabilité du temps de transport (i.e. aversion et prudence). Nous développons deux approches pour valoriser la fiabilité du temps de transport. Afin d'illustrer le caractère opérationnel de notre approche, nous rappelons brièvement les méthodes de recueil de données utilisées pour la fiabilité du temps de transport, ainsi que la manière dont la variabilité du temps de transport est présentée. Ensuite, nous présentons notre enquête en préférences déclarées calibrée pour le transport ferroviaire. Enfin, nous proposons les résultats d'estimations économétriques de l'approche moyenne-variance et de notre approche en spécifiant une fonction d'utilité puissance de type *Box Cox*. De ces résultats, nous en déduisons les valeurs monétaires et non monétaires de la fiabilité (*VOR* et Π) et du temps de transport (*VTT*S).

5.1 Recueil des données sur les choix individuels

Le recueil des données en économie des transports sur les choix individuels (i.e. mode, itinéraire, horaire) revêt deux principales méthodes, les enquêtes en préférences révélées et les enquêtes en préférences déclarées⁴⁰. Les enquêtes en préférences révélées se fondent sur l'observation de choix réellement effectués par les individus interrogés. Tandis que les enquêtes en préférences déclarées concernent des choix hypothétiques entre plusieurs options prédéterminées. Chaque option se caractérise par plusieurs attributs permettant aux individus d'effectuer un choix. Cette dernière est la méthode qui prévaut pour obtenir des données concernant la fiabilité du temps de transport

40. Depuis peu, les expériences en laboratoire s'utilisent pour recueillir des données en économie des transports. Actuellement, cette méthode est surtout employée pour l'étude des comportements individuels dans les problèmes de congestion routière et en particulier pour illustrer le paradoxe de Downs-Thomson (Denant-Boëmont et al., 2012 ; Dechenaux et al., 2014).

Bates et al. (2001) fournissent un argument convaincant en faveur de cette méthode. Pour eux, il est quasiment impossible de trouver, en réalité, une variabilité suffisante des temps de transport qui permet d'obtenir des résultats statistiquement robustes lors des estimations empiriques. D'une manière générale, pour que la méthode des enquêtes en préférences déclarées reste valide, il faut que les attributs des choix hypothétiques proposés aux individus soient proches de la réalité. Pour gagner en robustesse, certains auteurs (e.g. Small et al., 2005 ; Devarassetty et al., 2012) combinent de plus en plus souvent des enquêtes en préférences révélées avec des enquêtes en préférences déclarées. En effet, les enquêtes en préférences révélées permettent d'obtenir des informations sur les temps de transport réels, ainsi que sur les retards que les usagers ont rencontrés. Ainsi, ces informations sont utilisées afin de calibrer les scénarios hypothétiques des enquêtes en préférences déclarées.

Enfin, au regard de la littérature traitant des questions de la fiabilité du temps de transport, nous relevons trois attributs essentiels à la construction des scénarios hypothétiques : le temps de transport, la variabilité du temps de transport et le coût du transport. Ce dernier est nécessaire pour obtenir des évaluations monétaires du temps de transport et de la fiabilité. Parmi l'ensemble des enquêtes en préférences déclarées réalisées, nous remarquons plusieurs manières de définir la variabilité du temps de transport. Le tableau 2.7 donne quelques indications sur la manière d'exprimer la fiabilité du temps de transport dans les enquêtes.

Le tableau 2.7 est non exhaustif, mais il permet de remarquer que de nombreuses analyses sont réalisées en exprimant la fiabilité du temps de transport sous forme de distribution de temps de transport équiprobables. À partir des distributions du temps de transport, il est possible de déterminer l'écart-type et même, dans certains cas, le temps d'avance et le temps de retard lorsqu'une information sur l'heure d'arrivée ou de départ est incluse dans l'enquête. Par conséquent, cette définition de la fiabilité permet d'estimer les fonctions d'utilité défi-

Tableau 2.7 – Expression de la fiabilité dans les enquêtes en préférences déclarées

Études	Présentation de la fiabilité
Jackson et Jucker (1982)	x minutes de retard une fois par semaine
Senna (1994)	Distribution équiprobable du temps de transport
Abdel-Aty (1997)	Un temps de transport différent de celui du temps de transport fluide
Noland et al. (1998)	Distribution équiprobable du temps de transport
Bates et al. (2001)	Distribution équiprobable du temps d'avance et de retard
Van Amelsfort et al. (2005)	Différence entre le temps de transport moyen et celui en condition de fluidité
Bhat et Sardesai (2006)	Temps de transport maximum et fluide
Hollander (2006)	Distribution équiprobable du temps de transport
Asensio et Matas (2008)	x minutes de temps d'avance et/ou de retard avec probabilité équiprobable
Batley et Ibáñez (2009)	Temps d'avance et/ou de retard avec probabilité équiprobable
Li et al. (2009)	Probabilité d'arriver en avance et/ou en retard avec probabilité équiprobable
Li et al. (2009)	Intervalle de temps en plus ou en moins, en minutes
Börjesson et Eliasson (2011)	x trains sur y trains ont z minutes de retard

nies dans le cadre de l'approche moyenne-variance et celui de l'approche *schedule delay* dans la plupart des cas.

5.2 Présentation de notre enquête en préférences déclarées

5.2.1 Choix des attributs et de leurs niveaux

Notre enquête porte sur le choix entre deux modes de transport, l'un qualifié de mode fiable et l'autre dit de mode non fiable⁴¹. Pour déterminer les différents niveaux des attributs (i.e. le prix et la distribution du temps de transport), nous nous basons sur les tarifs appliqués et les temps de transport annoncés par la SNCF. Nos trajets de référence sont ceux entre Paris et Montpellier et entre Paris et Avignon pour les trains soumis à réservation.

Pour le niveau de l'attribut prix, nous déterminons cinq niveaux pour le mode fiable et pour le mode non fiable. Les prix retenus sont basés sur les tarifs appliqués par la SNCF qui dépendent du moment de la réservation, ainsi que de la classe choisie. En effet, la SNCF propose trois grands types de tarifs en fonction de la classe, 1^{er} ou 2^e. Tout d'abord, les billets Prem's, non échangeables et non remboursables, ont le tarif proposé le moins cher. Les tarifs commencent de 25 € pour la seconde classe et de 36 € pour la première classe pour les trajets de références retenus. Ensuite, il vient le tarif loisir qui est échangeable et remboursable intégralement jusqu'à la veille du départ. Son tarif est compris entre 52 € et 156 €. Enfin, le dernier tarif est le tarif TGV Pro permettant une plus grande flexibilité puisqu'il est échangeable et remboursable jusqu'à deux heures après le départ du train. Les prix des billets sont compris entre 89 € et 163 € selon la classe de réservation. Ces tarifs sont donnés à titre indicatif pour des voyages occasionnels. Il existe des différences de prix également lorsque l'utilisateur est détenteur d'une carte de réduction (e.g. carte jeune, carte senior +, carte week-end)⁴².

À partir de ces indications sur les tarifs appliqués par la SNCF, les niveaux de prix retenus pour notre enquête sont représentatifs de l'offre de transport fer-

41. Les termes « fiable » et « non fiable » ne sont pas utilisés dans la présentation faite aux individus interrogés afin de ne pas influencer leurs choix.

42. L'ensemble des tarifs appliqués par la SNCF sur les trajets Paris-Montpellier et Paris-Avignon est fourni en Annexe P p. 274

roviaire pour les relations considérées (i.e. Paris-Montpellier et Paris-Avignon). Les niveaux de l'attribut prix sont indiqués dans le tableau 2.8.

Tableau 2.8 – Niveaux de l'attribut prix pour les modes de transport

Mode	Prix (en €)				
Fiable	39	54	75	105	145
Non fiable	25	45	63	89	123

Pour l'attribut temps de transport, nous choisissons deux temps de transport fiables qui correspondent donc à nos deux relations (i.e. Paris-Montpellier et Paris-Avignon). Chaque temps de transport fiable est opposé à cinq distributions de temps de transport différentes. Ces distributions caractérisent le mode non fiable. Le tableau 2.9 donne les différents niveaux de l'attribut temps de transport.

Pour les modes fiables, les niveaux de temps de transport correspondent au temps de transport annoncé par la SNCF. Pour Paris-Montpellier, il faut en moyenne 3h20 (200 minutes), et pour Paris-Avignon, il faut 2h40 (160 minutes). En revanche, pour ce qui concerne les distributions du temps de transport du mode non fiable, les niveaux retenus ont été choisis de manière à ce que l'espérance du temps de transport (μ) soit relativement proche du temps de transport fiable auquel il est opposé. Concomitamment, la variabilité du temps de transport mesurée par l'écart-type est étendue et différente pour chaque distribution du temps de transport définie.

5.2.2 Construction du design

Une fois les niveaux des attributs prix et temps de transport déterminés, il faut construire le *design* de notre enquête en préférences déclarées. Rappelons que les individus doivent choisir entre deux modes de transport, l'un considéré

Tableau 2.9 – Niveaux de l'attribut temps de transport

Temps fiable	p	t^{max}	$(1 - p)$	t^{min}	μ	$\sigma_{\tilde{t}}$
200	0,9	220	0,1	180	216	12
	0,4	245	0,6	170	200	36,74
	0,5	220	0,5	180	200	20
	0,25	200	0,75	180	185	8,66
	0,6	180	0,4	170	176	4,9
160	0,75	210	0,25	150	195	25,98
	0,2	225	0,8	150	165	30
	0,1	200	0,9	160	164	12
	0,1	200	0,9	160	162	6
	0,4	160	0,6	130	142	14,70

comme fiable et l'autre non fiable. Les individus effectuent leur choix en fonction du prix et du temps de transport dans le cadre de déplacement personnel de longue distance.

Si nous combinons les différents niveaux de tous les attributs (i.e. le *full factorial design*), il existe 250 scénarios hypothétiques différents ($2 \times 5^2 = 250$). Cependant, en pratique, il est impossible d'interroger un même individu sur les 250 scénarios. Par conséquent, au prix d'une perte d'efficacité, nous réduisons le nombre de scénarios à seulement 50 ce qui désigne le *fractionnal factorial design*. En pratique, soumettre les individus interrogés à 50 scénarios est très fastidieux également. Les scénarios sont donc divisés par tirage aléatoire en cinq sous-ensembles de dix scénarios. Si chaque sous ensemble obtient le même taux de réponse, la méthode reste valide au niveau statistique. Le tableau 2.10 présente deux scénarios de choix particuliers sur les 50 retenus⁴³.

43. L'ensemble des scénarios est présenté en Annexe, section Q, p. 275 - 279.

Tableau 2.10 – Exemples de scénarios de choix hypothétiques

Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
14	Mode A	54 €	3h20	
	Mode B	45 €	1 chance sur 2 de faire face à un temps de transport de 3h40 1 chance sur 2 de faire face à un temps de transport de 3h	
32	Mode A	54 €	2h40	
	Mode B	45 €	1 chance sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h 9 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h40	

Les individus sont également soumis à un questionnaire classique⁴⁴ permettant d'obtenir certaines caractéristiques des répondants. Nous recueillons le revenu du ménage, ainsi que sa composition en nombre d'unité de consommations (UC)⁴⁵. Ces deux variables, le revenu et la composition du ménage, sont importantes dans l'explication du choix des usagers en transport et nous permet de contrôler la représentativité de notre échantillon grâce à la méthode des quotas.

5.2.3 Données issues de l'enquête

Le recueil des données s'est déroulé entre août et novembre 2011. Nous utilisons la méthode des quotas pour constituer notre échantillon. Le revenu fiscal par UC est le critère de quota retenu ici. Les caractéristiques de la distribution du revenu fiscal déclaré par UC pour l'année 2007 sont fournies par une étude conjointe de l'INSEE et de la Direction Générale des Impôts. Elles sont présentées dans le tableau 2.11.

La seconde colonne du tableau 2.11 présente les caractéristiques de notre échantillon sur la distribution du revenu par UC. Même si la correspondance entre le revenu de la population cible et celui de notre échantillon n'est pas totale, la représentativité de notre échantillon semble assurée dans la mesure où les indica-

44. Le questionnaire socio-économique est présenté en Annexe, section R, p. 280.

45. Les UC sont un système de pondération attribuant un coefficient à chaque membre du ménage et permettant de comparer les niveaux de vie des ménages de tailles ou de compositions différentes. La pondération couramment utilisée est celle établie par l'OCDE : 1 UC pour le premier adulte du ménage, 0,5 UC pour les autres personnes de 14 ans et plus et 0,3 UC pour les enfants de moins de 14 ans.

Tableau 2.11 – Distribution du revenu fiscal déclaré par unité de consommation

Population		Échantillon	
D1	548 €	D1	400 €
D2	841 €	D2	667 €
D3	1065 €	D3	1201 €
D4	1263 €	D4	1367 €
Médiane	1453 €	Médiane	1400 €
D6	1669 €	D6	2000 €
D7	1924 €	D7	2167 €
D8	2284 €	D8	2316 €
D9	2964 €	D9	2792 €
Moyenne	1729 €	Moyenne	1676 €

teurs les plus significatifs de la structure d'ensemble de la répartition des revenus en France (i.e. la médiane et le revenu moyen) sont très proches. La médiane est en effet de 1453 € pour la population et de 1400 € pour notre échantillon. Le revenu moyen de la population en France est de 1729 € contre 1676 € pour notre échantillon. Notre échantillon sous-estime légèrement les valeurs représentatives du revenu de la population française.

Concernant les données de choix, chaque individu est soumis à 10 scénarios hypothétiques différents pour lesquels il doit choisir entre le mode avec un temps de transport fiable et le mode avec un temps de transport non fiable pour un déplacement personnel de type loisir payé par leur soin.

Au final, nous disposons d'une base de données de 1 550 observations de choix. Le mode avec un temps de transport fiable est choisi à hauteur de 44,71 % (693 observations), tandis que le mode avec un temps de transport non fiable est plus largement choisi soit à hauteur de 55,29 % (857 observations). La préférence

pour le mode non fiable s'explique par le fait que le prix moyen de celui-ci est inférieur d'environ 10 € au prix du mode fiable, alors que le temps de transport moyen pour les deux modes est équivalent. Le tableau 2.12 donne quelques statistiques descriptives sur les choix des individus interrogés.

Tableau 2.12 – Statistiques descriptives des choix des individus

	Mode fiable	Mode non fiable	Total
Choix	693	857	1550
%	44,71	55,29	100
Prix moyen (€)	62,95	52,97	57,43
Temps moyen (min)	178,35	179,44	178,96
Variabilité moyenne (min)	–	15,74	8,90

La variabilité moyenne est mesurée par l'écart-type de la distribution du temps de transport proposé pour chaque loterie de temps de transport.

Lorsque nous analysons plus en détail les choix des individus, nous observons qu'ils ont tendance à toujours choisir le mode le moins cher sans vraiment porter une grande importance à la durée du trajet. Un arbitrage apparaît lorsque les différences de prix sont petites, inférieur à 10 € environ. Dans ce cas, les individus deviennent plus sensibles à la distribution du temps de transport. Dès lors que le prix du mode non fiable est moins cher que le prix du mode fiable, la différence de choix s'effectue en fonction du temps de transport dans un sens ou dans l'autre. En effet, certains individus vont choisir le mode le moins cher sans considération du temps de transport nécessaire, alors que d'autres vont arbitrer et seront prêts à payer plus cher pour obtenir le mode fiable. Par ailleurs, parmi les observations de choix, il n'apparaît pas que le niveau de revenu influence le choix des individus. Il n'est pas évident qu'un individu avec un revenu supérieur choisisse, avec une plus grande probabilité, le mode fiable lorsque celui-ci est plus cher. Nous ne pouvons pas effectuer d'analyse en statistique comparative plus poussée avec nos observations. Il est impossible de tirer des conclusions

de l'observation des choix lorsque le temps de transport moyen est le même ou avec un prix identique. Néanmoins, les données recueillies avec notre enquête en préférences déclarées nous permettent de réaliser les estimations économétriques nécessaires pour déterminer une valeur monétaire à la fiabilité du temps de transport.

5.3 Estimations économétriques de la fiabilité du temps de transport

Grâce aux données recueillies par l'enquête en préférences déclarées, nous estimons deux types d'approches à l'aide de l'économétrie en choix discrets afin de déterminer les dispositions à payer pour améliorer la fiabilité du temps de transport. Tout d'abord, nous estimons un modèle de type moyenne-variance développée par Jackson et Jucker (1982) en intégrant les paramètres de coût, de temps de transport et l'écart-type du temps de transport dans la fonction d'utilité individuelle. Ensuite, nous spécifions une utilité non linéaire de type *Box-Cox* afin de prendre en compte l'attitude à l'égard de la fiabilité du temps de transport. Cette dernière spécification fait directement écho à notre modèle théorique présenté section 4.

5.3.1 Approche moyenne-variance

Nous estimons le modèle moyenne-variance défini par la fonction d'utilité suivante :

$$EU_i(c_i, \tilde{t}_i) = -\lambda + \alpha\mu_i + \beta\sigma_{\tilde{t}_i} \quad (77)$$

expression dans laquelle c_i est le prix du billet, μ_i est le temps de transport moyen de chaque alternative, et $\sigma_{\tilde{t}_i}$ est l'écart-type du temps de transport de chaque alternative caractérisant la variabilité, par conséquent, la fiabilité du temps de transport.

Le tableau 2.13 donne les résultats de l'estimation économétrique.

Tableau 2.13 – Estimation économétrique de l'approche moyenne-variance

Variables	
Prix (λ)	-0,0741 (18,36)
Temps (α)	-0,0423 (7,92)
Écart-type (β)	-0,0271 (16,081)
Log likelihood (restricted)	-1074
Log likelihood (unrestricted)	-456,628
Pseudo-Rho ²	0,577
Proportion de prédictions avec succès	88 %
Nombre d'observations	1550

Notations : L'écart-type est entre parenthèses.

L'ensemble des paramètres estimés est significatif au niveau de risque de 5 %. Les signes associés aux différents paramètres sont cohérents avec ceux attendus. Au point moyen de notre échantillon⁴⁶, la probabilité de choisir le mode fiable est de 0,56, tandis que la probabilité de choisir le mode non fiable est de 0,44. Les individus ont donc une préférence pour le mode fiable qui admet un temps de transport certain. Ce modèle prédit correctement le comportement des individus dans 88 % des cas.

Cette estimation nous permet de déduire la *VTT*S et la *VOR* qui s'expriment comme des taux marginaux de substitution ainsi que le *RR*. Nous obtenons donc

46. Le point moyen de notre échantillon est $(c_1, \mu_1; c_2, \mu_2) = (62, 95, 178, 35; 52, 97, 179, 44)$.

les résultats suivants :

$$VTTS = \frac{\alpha}{\lambda} \times 60 = 34,54\text{€/heure} \quad (78)$$

$$VOR = \frac{\beta}{\lambda} \times 60 = 21,96\text{€/heure d'écart-type} \quad (79)$$

$$RR = \frac{VOR}{VTTS} = 0,64 \quad (80)$$

Les individus sont disposés à payer 34,54 € pour économiser une heure de temps de transport et 21,96 € pour améliorer la fiabilité d'une heure d'écart-type. Ainsi, le RR est de 0,64 ce qui signifie qu'une minute d'écart-type est ressentie par les usagers comme 0,64 minute de temps de transport.

Cette première approche en moyenne-variance fournit des résultats cohérents par rapport aux valeurs tutélaires du temps de transport indiquées dans le rapport Quinet (2013). Pour comparer nos résultats avec ceux du rapport Quinet (2013), il faut prendre en compte les valeurs du temps ferroviaire pour des distances supérieures à 400 km qui sont comprises entre 21,80 € et 43,30 € selon le motif de déplacement. La disposition à payer de 34,54 € est compris dans l'intervalle des valeurs de référence, ce qui nous conforte dans la cohérence des choix effectués par les individus.

Il n'existe pas de valeurs de référence de la VOR . Pour le RR , nous avons une valeur relativement faible par rapport à celles indiquées dans le rapport Quinet (2013). En effet, pour les trajets interurbains, le RR est de 2,5 pour des retards strictement supérieurs à 10 minutes. Il n'est pas évident d'effectuer des comparaisons entre les valeurs explicitées dans le rapport Quinet (2013) et la valeur du RR que nous déterminons empiriquement.

5.3.2 Approche avec prise en compte de l'attitude à l'égard de la fiabilité

Cette approche est l'illustration empirique de notre modèle développé en section 4 en considérant une fonction d'utilité de type *Box-Cox*. Nous estimons donc

la fonction d'utilité suivante :

$$EU_i(c_i, \tilde{t}_i) = -\lambda c_i + \alpha \frac{\tilde{t}_i^{1+\gamma} + 1}{1 + \gamma} \quad (81)$$

Le choix de la transformation *Box-Cox* n'est pas innocent. Gaudry et Wills (1978) montrent que l'ajustement par une transformation *Box-Cox* améliore les résultats des estimations économétriques en économie des transports grâce à la plus grande flexibilité de cette forme fonctionnelle particulière. De plus, d'un point de vue pratique, le logiciel BIOGEME permet d'estimer cette forme fonctionnelle sans avoir à imposer une valeur pour le paramètre en puissance qui caractérise l'attitude des individus à l'égard de la fiabilité du temps de transport. Les résultats de l'estimation économétrique réalisées avec BIOGEME sont présentés dans le tableau 2.14.

Tableau 2.14 – Estimation économétrique de la fonction d'utilité de type Box-Cox

Variables		
Constante	0,285	(0,085)
<i>Reliability</i> (γ)	1,88	(0,062)
Coût (λ)	-0,072	(0,005)
Temps (α)	-0,00000277	(0,000000901)
Log likelihood (restricted)	-1074,378	
Log likelihood (unrestricted)	-460,473	
Pseudo-Rho ²	0,568	
Proportion de prédiction avec succès	78 %	
Nombre d'observations	1550	

Notations : L'écart-type est entre parenthèses.

L'ensemble des paramètres estimés est significatif à 95 %. Au point moyen de notre échantillon, la probabilité de choisir le mode fiable est de 43 %. Par consé-

quent, la probabilité de choisir le mode non fiable est de 57 %. Ces probabilités de choix sont relativement proches des proportions de choix effectivement observées dans l'enquête. De plus, le modèle prédit correctement le comportement des individus dans 78 % des cas.

Tout d'abord, regardons plus en détail la valeur du paramètre γ qui caractérise l'attitude à l'égard de la fiabilité du temps de transport. L'estimation est $\gamma = 1,88$. Par conséquent, d'après les développements sur les formes fonctionnelles, nous concluons que notre échantillon est caractérisé par des individus *reliability prone* et prudents. Par conséquent, les individus ont une *VTTs* croissante et convexe avec le temps de transport. Ils sont disposés à payer pour améliorer la fiabilité du temps de transport ou à augmenter leur temps de transport moyen pour éliminer le risque affectant le temps de transport. Nous pouvons fournir des valeurs pour la *VTTs*, la Π et la *VOR* grâce à cette estimation, en utilisant les formes explicites suivantes :

$$VTTs_i = \frac{\alpha}{\lambda(1+\gamma)} \left[E\tilde{t}_i^{1+\gamma} - E(\tilde{t}_i - n)^{1+\gamma} \right] \quad (82)$$

$$\Pi_i = \left[E\tilde{t}_i^{1+\gamma} \right]^{\frac{1}{1+\gamma}} - \mu_i \quad (83)$$

$$VOR_i = \frac{\alpha}{\lambda(1+\gamma)} \left[E\tilde{t}_i^{1+\gamma} - \mu_i^{1+\gamma} \right] \quad (84)$$

$$(85)$$

Dans un premier temps, nous déterminons les *VTTs*, Π et les *VOR* associées à chacune des loteries proposées aux individus interrogés dans le cadre de l'enquête en préférences déclarées. Le tableau 2.15 donne ces résultats.

La *VTTs* prend des valeurs comprises entre 14 € et 33 € pour économiser une heure de temps de transport. Nous remarquons que la *VTTs* pour économiser une heure de transport sur un temps de transport espéré ou moyen de 200 minutes est plus élevé pour le mode non fiable (33,67 €) que pour le mode fiable (16,07 €) ce qui illustre la proposition 10 définie plus haut.

Tableau 2.15 – *VTTs*, Π et *VOR* associées aux temps de transport

p	t^{max}	$(1 - p)$	t^{min}	μ	$\sigma_{\tilde{t}}$	<i>VTTs</i>	Π	<i>VOR</i>
0,9	220	0,1	180	216	12	31,41 €	0,60 min	0,56 €
0,4	245	0,6	170	200	36,74	33,67 €	6,29 min	5,28 €
0,5	220	0,5	180	200	20	30,24 €	1,86 min	1,53 €
0,25	200	0,75	180	185	8,66	27,42 €	0,39 min	0,27 €
0,6	180	0,4	170	176	4,9	21,33 €	0,13 min	0,08 €
1	200	0	200	200	0	16,07 €	–	–
0,75	210	0,25	150	195	25,98	30,81 €	3,06 min	2,41 €
0,2	225	0,8	150	165	30	23,48 €	5,37 min	3,14 €
0,1	200	0,9	160	164	12	22,73 €	0,87 min	0,49 €
0,1	180	0,9	160	162	6	21,97 €	0,21 min	0,12 €
0,4	160	0,6	130	142	14,7	15,90 €	1,43 min	0,62 €
1	160	0	160	160	0	14,39 €	–	–

Dans cette approche, la *VOR* n'est pas exprimée en heure d'écart-type économisée comme dans l'approche en moyenne-variance. La *VOR* est la disposition à payer maximum d'un individu pour éliminer l'intégralité du manque de fiabilité du temps de transport et donc, obtenir l'espérance du temps de transport avec certitude. Le manque de fiabilité du temps de transport est mesuré par l'écart-type du temps de transport. Par conséquent, la *VOR* est la disposition à payer pour éliminer l'écart-type. La *VOR* est croissante avec l'écart-type du temps de transport. Autrement dit, plus le manque de fiabilité est important, plus les individus sont disposés à payer pour l'éliminer. Par exemple, pour un temps de transport équivalent de 200 minutes mais caractérisé par deux écart-types différents, l'un de 36,74 minutes et l'autre de 20 minutes, la *VOR* est respectivement de 5,28 € et de 1,53 €.

La prime de fiabilité donne le temps de transport supplémentaire qu'un individu est prêt à accepter afin d'éliminer l'intégralité du manque de fiabilité du temps de transport. Π est également croissante avec le manque de fiabilité. Pour éliminer un écart-type de 36,74 minutes, un individu est prêt à accepter une augmentation de son temps de transport de 6 minutes environ, et ainsi avoir un temps de transport total certain de 206 minutes. Tandis que pour éliminer un écart-type de 20 minutes, l'individu est prêt à accepter une augmentation de moins de 2 minutes sur son temps de transport moyen et ramène son temps de transport à 202 minutes avec certitude.

À partir de notre estimation, nous pouvons générer n'importe quelle loterie de temps de transport afin d'obtenir les valeurs monétaires que nous souhaitons. En particulier, nous créons de nouvelles loteries du temps de transport qui se caractérisent par un temps de transport moyen croissant avec une heure d'écart-type afin d'illustrer la croissance de la VOR avec le temps de transport et la décroissance de Π avec le temps de transport.

Considérons le temps de transport aléatoire distribué comme la loterie suivante, $\tilde{t}_i = (260, 1/2; 140, 1/2)$ avec $\mu_i = 200$ minutes et $\sigma_i = 60$ minutes. Pour ce type de temps de transport non fiable, un individu est disposé à payer 13,78 € ou à accepter une augmentation de 16 minutes de son temps de transport moyen pour éliminer l'intégralité du manque de fiabilité du temps de transport. Nous pouvons également considérer un autre temps de transport aléatoire d'espérance 160 minutes tel que $\tilde{t}_j = (220, 1/2; 100, 1/2)$ qui a donc un écart-type identique à \tilde{t}_i de 60 minutes. Dans ce cas, un individu est prêt à payer 11,32 € pour éliminer le manque de fiabilité. Il est également prêt à voir son temps de transport moyen augmenté de 19 minutes environ pour ne plus subir de risque sur son temps de transport. Par conséquent, pour ces deux temps de transport aléatoires caractérisés par le même écart-type, nous remarquons bien que la VOR augmente avec

le temps de transport moyen, tandis que Π diminue avec le temps de transport moyen.

6 Conclusion

Ce chapitre montre les différentes approches de la modélisation de la fiabilité du temps de transport (i.e. moyenne-variance, *schedule delay* et *mean-lateness*) qui nous ont inspirés afin de développer notre propre approche intégrant les préférences à l'égard de la fiabilité du temps de transport.

Nous définissons les préférences à l'égard du risque affectant le temps de transport de transport (i.e. *reliability proneness* et prudence). Ces préférences apportent des éclairages théoriques sur des questions empiriques non tranchées dans la littérature économique. Elles permettent de justifier l'évolution et la forme de la *VTTs*. Ainsi, un individu *reliability prone* a un *VTTs* croissante avec le temps de transport, tandis qu'un individu *reliability averse* se caractérise par une *VTTs* décroissante avec le temps de transport. Si un individu *reliability prone* est, de plus prudent alors sa *VTTs* est convexe du temps de transport. Les individus prudents préfèrent associer le risque affectant le temps de transport, aux temps de transport les plus faibles qu'ils sont amenés à rencontrer lors d'un déplacement.

Grâce à notre approche issue de la théorie de la décision en univers risqué, nous proposons deux mesures de valorisation de la fiabilité du temps de transport (i.e. Π et *VOR*) qui s'appuient sur le concept de prime de risque d'Arrow (1965) et de Pratt (1964). Π est une mesure non monétaire exprimée en unité de temps et la *VOR* est une mesure monétaire de la fiabilité du temps de transport. Ces deux mesures donnent respectivement le temps de transport supplémentaire et la disposition à payer d'un individu pour éliminer totalement le risque affectant le temps de transport. Un individu *reliability prone* a une prime de fiabilité et une *VOR* strictement positive. En effet, cet individu est prêt à supporter un

temps de transport plus long pour fiabiliser totalement son déplacement ou il est prêt à payer pour éliminer le risque affectant son temps de transport. La *VOR* peut être directement intégrée dans les évaluations socioéconomiques de projet d'investissement en infrastructure de transport pour monétariser les avantages d'une amélioration de la fiabilité du temps de transport.

Nous introduisons également une discussion sur les formes fonctionnelles de l'utilité des individus. Nous montrons que certaines formes fonctionnelles de l'utilité impliquent des hypothèses fortes sur les préférences individuelles à l'égard de la fiabilité du temps de transport. Par exemple, en spécifiant une fonction d'utilité logarithmique, les individus sont nécessairement *reliability averse* et prudent, ainsi leurs *VTTs* est décroissante avec le temps de transport et ils ne sont pas disposés à payer pour améliorer la fiabilité du temps de transport. Cette discussion nous amène à privilégier une fonction d'utilité puissance de type *Box-Cox* qui est plus flexible au sens où elle va imposer le moins d'hypothèse sur les préférences des individus à l'égard de la fiabilité du temps de transport. Ce sont les estimations économétriques de la fonction d'utilité qui va déterminer les préférences individuelles à l'égard de la fiabilité. D'ailleurs, nous illustrons notre approche théorique définie avec une fonction d'utilité de type *Box-Cox* grâce à une enquête en préférences déclarées calibrée pour du transport ferroviaire de longue distance. Cette application empirique montre que notre approche théorique est facilement implémentable en pratique. Notre échantillon se caractérise par des individus *reliability prone* et prudent. Les évaluations monétaires du temps de transport sont proches de celles déterminées dans le rapport Quinet (2013). Concernant l'évaluation monétaire de la fiabilité du temps de transport, la *VOR* est toujours positive puisque nos individus sont *reliability prone*. La *VOR* se modifie selon le niveau de risque affectant le temps de transport. Elle est comprise entre 8 centimes et 5,28 € pour des niveaux de risque compris entre 4,9 minutes d'écart-type et 36,74 minutes d'écart-type.

Finalement, notre approche fournit un socle théorique concernant la prise en compte des préférences à l'égard de la fiabilité du temps de transport nous permettant de définir deux mesures de la fiabilité du temps de transport qui sont intégrables dans les évaluations de projet d'investissement en infrastructure de transport.

Chapitre 3

Intégration de la fiabilité dans le calcul économique public

Sommaire

1	Introduction	188
2	Surplus des usagers : de ses fondements théoriques à son utilisation en économie des transports	192
3	Prise en compte de la fiabilité du temps de transport : un point sur les pratiques actuelles	205
4	Effet de diffusion des gains de fiabilité	218
5	Évaluation du surplus des usagers en pratique	234
6	Conclusion	249

Liste des acronymes

AFITF	Agence de Financement des Infrastructures de Transport en France
CG	Coût généralisé de déplacement ou de transport
<i>DaR</i>	<i>Delay-at-Risk</i>
i.i.d.	indépendantes et identiquement distribuées
LS	<i>Logsum</i>
OCDE	Organisation de Coopération et de Développement Économiques
OD	Origine-destination
RFF	Réseau Ferré de France
RR	<i>Reliability Ratio</i>
SNIT	Schéma National des Infrastructures de Transport
TRI	Taux de Rentabilité Interne
VAN-SE	Valeur Actualisée Nette - Socioéconomique
VC	Variation Compensatrice
VE	Variation Équivalente
VOR	<i>Value Of Reliability</i>
VTTS	<i>Value of Travel Time Savings</i>

1 Introduction

Les projets d'investissement en infrastructure de transport font l'objet d'évaluation socioéconomique afin de déterminer leur rentabilité collective. Pour les usagers, le principal avantage associé à ce type de projets d'investissement réside dans les gains de temps. Néanmoins, la fiabilité du temps de transport devient un enjeu majeur à prendre en considération dans ces évaluations. En France, le rapport Mobilité 21 (2013) fait clairement état de la fiabilité du temps de transport dans les évaluations de projets d'investissement en infrastructure de transport.

Le rapport Mobilité 21 (2013) pour un schéma national de mobilité durable publié le 21 juin 2013 a pour objectif « *de formuler des recommandations en vue de créer les conditions d'une mobilité durable et de hiérarchiser les projets d'infrastructures du schéma national des infrastructures de transport (SNIT)* ». La commission hiérarchise les projets en fonction de leur priorité au regard de la situation économique actuelle et du réseau de transport existant en France. Ainsi, elle conclut qu'il est préférable d'améliorer le réseau déjà existant plutôt que de financer la création de nouvelles infrastructures de transport, généralement plus coûteuses. Parmi les neuf projets jugés de première priorité¹, six d'entre eux visent à améliorer la fiabilité du temps de transport. Ce sont principalement des projets d'amélioration des nœuds ferroviaires permettant, selon la commission, d'améliorer la fiabilité sur le réseau ferroviaire. En même temps, ils réduisent la congestion sur le réseau routier en permettant un report modal de la route vers le fer. La commission avance également qu'en termes de rentabilité, les projets visant à améliorer le réseau existant sont préférables puisqu'ils sont moins coûteux, et de surcroît, ont des effets comparables en termes de mobilité pour les usagers.

Le rapport Mobilité 21 (2013) a tendance à appuyer les projets améliorant la fiabilité du temps de transport, or, d'après la littérature économique sur la fiabi-

1. Comme nous l'avons précisé dans l'introduction générale de cette thèse, les projets jugés de première priorité ici, sont ceux de l'enveloppe budgétaire basse comprise entre 8 et 10 milliards d'euro d'ici à 2030 pour l'AFITF.

lité, les individus ont généralement une disposition à payer pour réduire le temps de transport supérieure à celle pour améliorer la fiabilité. Partant de ce constat, les pouvoirs publics ne devraient pas se poser de question entre les projets d'investissement réduisant le temps de transport et ceux améliorant la fiabilité pour des projets ayant le même coût. Les premiers devraient toujours être financés en priorité. Or, nous connaissons au moins un projet d'investissement qui n'a pas répondu à cet ordre de priorisation. Le projet de contournement ferroviaire entre Nîmes et Montpellier, que nous avons déjà évoqué dans l'introduction générale de cette thèse, a été financé avant le projet de ligne à grande vitesse entre Montpellier et Perpignan qui est typiquement un projet visant à réduire le temps de transport. Il est intuitif de penser que le projet de contournement ferroviaire a bénéficié d'un effet de diffusion plus large lié directement à l'amélioration de la fiabilité du temps de transport. En effet, lors d'une réduction du temps de transport, pour qu'un individu en bénéficie, il faut qu'il utilise effectivement le tronçon où le temps de transport a été diminué. En revanche, pour bénéficier d'une amélioration de la fiabilité du temps de transport, il n'est pas obligatoire pour l'utilisateur d'emprunter directement le tronçon qui voit sa fiabilité augmentée. Pour le projet de contournement ferroviaire, seul le tronçon entre Nîmes et Montpellier est en travaux, et pourtant, l'ensemble des usagers ferroviaires du Languedoc-Roussillon, au minimum, va bénéficier des travaux réalisés. En ayant une vision plus globale du réseau ferroviaire français, le seul tronçon entre Nîmes et Montpellier peut amener une amélioration de la fiabilité du temps de transport jusqu'à Lyon, Paris, par exemple, d'où l'existence d'un effet de diffusion plus important des gains de fiabilité par rapport aux gains de temps de transport.

L'objectif de ce chapitre est de mettre en évidence cet effet de diffusion des gains de fiabilité du temps de transport pour l'ensemble des usagers lorsqu'ils sont intégrés dans le calcul économique public et plus spécifiquement dans le surplus des usagers. Nous nous concentrons sur le surplus des usagers puisqu'il fait partie des éléments obligatoires à fournir dans le cadre d'une évaluation socioé-

conomique comme le rappelle l'instruction-cadre de 2005 relative aux méthodes d'évaluation économique des grands projets d'infrastructures de transport du ministère des Transports en France. Le surplus des différents acteurs est utilisé pour déterminer les autres indicateurs de rentabilité comme la valeur actualisée nette (VAN-SE²) et le taux de rentabilité interne (TRI³). Le surplus des usagers constitue un des premiers éléments à prendre en considération dans les évaluations socioéconomiques.

La section 2 rappelle les fondements théoriques de la détermination du surplus des usagers. Nous développons la théorie du surplus issue de la théorie du consommateur en microéconomie dont les premiers développements sont attribués à Jules Dupuit (1844) et la formalisation que nous connaissons à Marshall (1920) et Hicks (1943). Nous présentons ensuite la méthode retenue en économie des transports. Cette méthode est celle recommandée dans les textes officiels et guides méthodologiques concernant les évaluations socioéconomiques (e.g. Certu, 2012 ; Direction générale des infrastructures et de la Mer, 2014). Nous exposons également la mesure du surplus par le *logsum*. Cette dernière approche est spécifique aux modèles de choix discrets qui sont largement utilisés en économie des transports.

La section 3 développe les pratiques actuelles concernant l'intégration de la fiabilité du temps de transport dans les évaluations socioéconomiques à travers le monde. Ces pratiques énoncées par les différents ministères des Transports préconisent majoritairement l'utilisation des ratios de fiabilité (*RR*) comme méthode de valorisation monétaire de la fiabilité. Nous détaillons également les recommandations du rapport Quinet (2013) sur la question de la fiabilité. Ce rapport

2. Valeur actualisée nette-socioéconomique ou bénéfice actualisé est la somme des avantages positifs et négatifs résultant d'un projet, actualisés à une année de référence à l'aide du taux d'actualisation public (le taux unique est de 4,5 %), évalués dans le cadre d'une analyse coût-bénéfice (Rapport Quinet (2013), p. 331).

3. Le taux de rentabilité interne pour la collectivité est le taux d'actualisation pour lequel le flux des coûts et des bénéfices du projet considéré a une valeur actualisée nette socioéconomique égale à zéro (Rapport Quinet (2013), p. 330).

propose pour la première fois en France, une méthodologie afin de prendre en compte les avantages liés à l'amélioration de la fiabilité du temps de transport. Ainsi, en établissant une méthodologie pour la valorisation monétaire des gains de fiabilité, ces derniers vont pouvoir être intégrés dans les évaluations socioéconomiques de projet d'infrastructure, et en particulier dans le calcul du surplus des usagers. Nous montrons in fine que la France utilise le même type de méthode de valorisation que les autres pays. En revanche, elle utilise une autre mesure de la fiabilité que l'écart-type alors que la plupart des experts en économie des transports sont favorables à cette dernière pour prendre en compte la fiabilité du temps de transport (De Jong et Bliemer, 2015).

La section 4 met en exergue l'existence d'un effet de diffusion plus important pour les projets d'investissement visant à améliorer la fiabilité par rapport à ceux améliorant le temps de transport. Afin d'illustrer cet effet de diffusion, nous considérons un réseau de transport linéaire de type ferroviaire sur lequel deux projets d'investissement (i.e. gain de temps vs gain de fiabilité) sont analysés au regard de la variation du surplus des usagers. Nous parvenons ainsi à fournir des recommandations générales en fonction des valeurs que prennent la *VTT*S et la *VOR* pour aider les décideurs publics à savoir dans quelles circonstances particulières les projets améliorant la fiabilité peuvent avoir plus d'impact positif pour l'ensemble des usagers par rapport à des projets réduisant le temps de transport. Ces recommandations s'expriment en fonction de la valeur du ratio de fiabilité (i.e. $RR > 1$; $0,5 < RR < 1$; $RR < 0,5$).

La section 5 fournit une simulation numérique de la détermination du surplus des usagers dans le même contexte que la section 4. Cette simulation a un double objectif. Elle montre que les gains de fiabilité du temps de transport représentent une part importante des avantages ressentis par les usagers. Elle illustre également, les recommandations issues de l'étude de l'effet de diffusion des gains de fiabilité en utilisant les valeurs monétaires déterminées à partir de l'approche

moyenne-variance et de l'approche intégrant la préférence à l'égard de la fiabilité développées dans le chapitre précédent⁴. La section 6 conclut.

2 Surplus des usagers : de ses fondements théoriques à son utilisation en économie des transports

Parmi les outils méthodologiques permettant de réaliser une évaluation socioéconomique, la détermination du surplus des différents acteurs est une étape indispensable. En effet, les indicateurs de rentabilité (e.g. VAN-SE, TIR) se déduisent des surplus. Concernant la fiabilité du temps de transport, les usagers sont les principaux bénéficiaires des gains liés à l'amélioration de cette dernière. Par conséquent, nous optons pour une présentation du concept de surplus des consommateurs en microéconomie. Ainsi, nous rappelons ses fondements théoriques attribués à Dupuit (1844), ainsi que sa formalisation due à Marshall (1920) et Hicks (1943). Les rappels sur le surplus du consommateur suite à une modification des prix sont nécessaires afin de montrer son application en économie des transports avec l'introduction du concept de coût généralisé de déplacement (Meunier, 2014). Finalement, nous présentons l'approche par le *logsum* (Small et Rosen, 1981 ; De Jong et al., 2005, 2007 ; Kholi et Daly, 2006) qui est, quant à elle, spécifique à l'utilisation des modèles de choix discrets. Ces derniers sont largement appliqués dans les études de modélisation de la demande de transport.

2.1 Fondements théoriques : du surplus de Dupuit-Marshall aux variations compensatrices et équivalentes

Le concept de surplus prend ses fondements dans la théorie microéconomique du consommateur. Un individu retire une utilité de la consommation d'un bien.

4. Plus particulièrement, nous utilisons les résultats économétriques du chapitre 2 de cette thèse.

Le surplus mesure la variation de l'utilité d'un individu consommateur associée à sa capacité à acheter ce bien. Puisque les individus accordent une valeur différente à un bien donné, le prix maximal qu'ils sont prêts à payer pour ce bien diffère également. Le surplus individuel du consommateur est la différence entre le prix maximal qu'un individu est prêt à payer pour un bien et le montant qu'il paie effectivement.

Ainsi, le surplus de Dupuit (1844) formalisé par Marshall (1920) exprime la variation du surplus ΔS suite à une hausse du prix de p_i^0 à p_i^1 du bien i :

$$\Delta S = - \int_{p_i^0}^{p_i^1} x_i(p_i) dp_i \quad (1)$$

expression dans laquelle $x_i(p_i)$ est la quantité de bien i consommée. L'équation (1) se définit comme le supplément de prix que le consommateur serait disposé à payer pour continuer à bénéficier du bien i . Cette équation implique la constance des autres prix. Il s'agit donc d'une approche en termes d'équilibre partiel et non d'équilibre général. Hotelling (1938) propose une extension de la variation du surplus au cas de variations simultanées de l'ensemble des prix :

$$\Delta S = - \int_{p_i^0}^{p_i^1} \sum_i x_i(p_i, R) dp_i \quad (2)$$

expression dans laquelle $x_i(p_i, R)$ est la fonction de demande usuelle ou marshal-lienne dont les arguments sont les prix p_i et le revenu R . À partir de la demande usuelle, il est possible de déduire la fonction d'utilité indirecte notée $V(p_i, R)$.

Quand l'utilité marginale du revenu est supposée constante (i.e. $\frac{\partial V}{\partial R} = \lambda$) et en utilisant l'identité de Roy⁵, il vient :

$$\Delta S = - \int_{p_i^0}^{p_i^1} \sum_i \left(-\frac{1}{\lambda} \frac{\partial V}{\partial p_i} \right) dp_i \quad (4)$$

$$= \frac{1}{\lambda} [V(p_i^1, R) - V(p_i^0, R)] \quad (5)$$

Cette expression établit une relation entre le surplus marshallien et la variation de l'utilité sous l'hypothèse d'utilité marginale du revenu constante. Cette dernière hypothèse est forte et souvent remise en cause. D'ailleurs, elle fait du surplus de Dupuit-Marshall, une mesure non rigoureuse du différentiel d'utilité ressenti par l'utilisateur en termes monétaire, ce qui nous amène à présenter les mesures proposées par Hicks (1943), la variation équivalente et la variation compensatrice. Elles sont toutes les deux des mesures exactes du surplus au sens où elles donnent des équivalents de la variation d'utilité en termes de revenu.

La variation équivalente (VE) se définit comme la modification de revenu, à prix courants, dont l'impact sur l'utilité est équivalent à celui initié par le changement de prix. Formellement, il vient :

$$U^1 = V(p_i^1, R) = V(p_i^0, R + VE) \quad (6)$$

La VE prend comme référence le niveau d'utilité finale U^1 . Pour le niveau de prix initial p_i^0 , la VE donne la modification de revenu aux prix courants qui serait équivalente au changement proposé en termes de son impact sur l'utilité. En tenant compte du fait que $R = e(p^1, U^1)$ et que $R + VE = e(p^0, U^1)$, où $e(\cdot)$ est la

5. L'identité de Roy établit une relation entre la fonction d'utilité indirecte et la fonction de demande marshallienne dans le cadre du programme primal (maximisation de l'utilité sous contrainte budgétaire). Elle nous indique que :

$$\forall i = \{1, \dots, k\} \quad x_i(p_i, R) = - \frac{\partial V(p_i, R) / \partial p_i}{\partial V(p_i, R) / \partial R} \quad (3)$$

fonction de dépense, la VE s'écrit :

$$VE = e(p_i^0, U^1) - e(p_i^1, U^1) \quad (7)$$

Finalement, en appliquant le lemme de Sheppard ⁶, il vient :

$$VE = - \int_{p_i^0}^{p_i^1} \sum_i h_i(p_i, U^1) dp_i \quad (9)$$

expression dans laquelle $h_i(\cdot)$ est la fonction de demande compensée ou hicksienne. La VE est l'intégrale entre p_i^0 et p_i^1 de la courbe de demande compensée associée au niveau d'utilité finale.

Graphiquement, la VE correspond à l'aire située à gauche de la courbe de demande compensée évaluée au niveau de prix initial et au niveau d'utilité finale (figure 3.1).

La variation compensatrice VC utilise les nouveaux prix comme base et donne la variation du revenu qui neutralise l'effet d'un changement de prix sur l'utilité, il vient :

$$U^0 = V(p_i^0, R) = V(p_i^1, R - VC) \quad (10)$$

La VC prend comme référence le niveau d'utilité initial U^0 . Pour le niveau de prix final p_i^1 , la VC donne la modification du revenu nécessaire pour compenser le consommateur des changements de prix. En procédant au même raisonnement et en utilisant les mêmes notations que pour la VE , il vient la relation suivante :

$$VC = - \int_{p_i^0}^{p_i^1} \sum_i h_i(p_i, U^0) dp_i \quad (11)$$

6. Le lemme de Sheppard :

$$\frac{\partial e(p_i, \bar{U})}{\partial p_i} = h_i(p_i, \bar{U}) \quad (8)$$

Le lemme de Sheppard établit une relation entre la fonction de dépense et la fonction de demande hicksienne. Il indique que la dérivée partielle de la fonction de dépense par rapport au prix d'un des biens est égale à la fonction de demande hicksienne de ce bien.

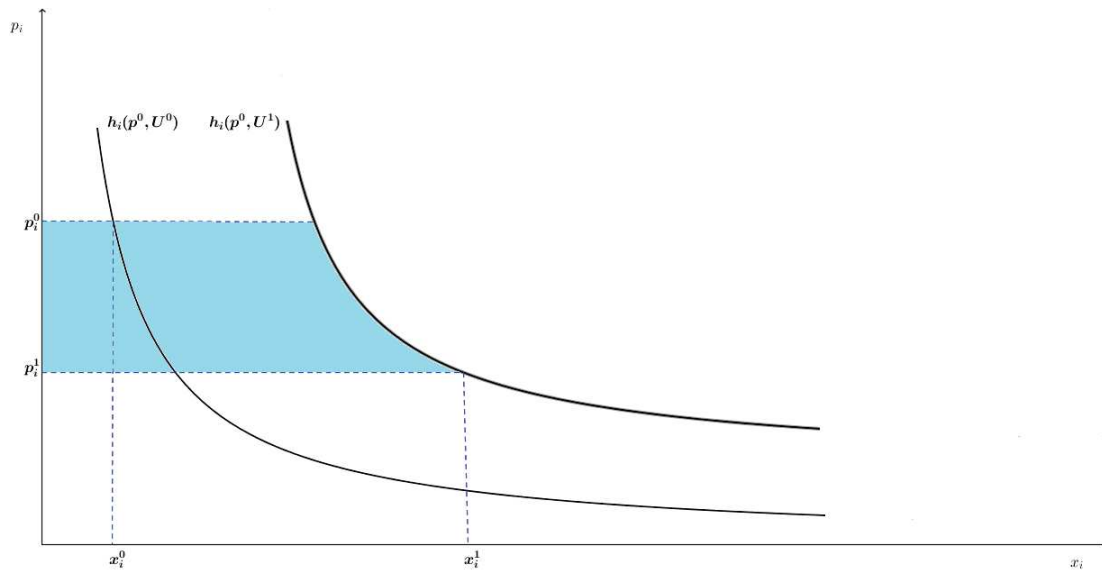


Figure 3.1 – Variation équivalente

La VC est l'intégrale de la courbe de demande compensée associée au niveau d'utilité initial.

Graphiquement, la variation compensatrice correspond à l'aire située à gauche de la fonction de demande compensée évaluée aux niveaux de prix et d'utilité initiaux (figure 3.2).

La VE et la VC sont des équivalents exacts en termes de revenu de la variation de l'utilité. Cependant, comme les fonctions de demande compensées ne sont a priori pas observables, la détermination de la VE et de la VC est compromise en pratique. Par conséquent, le surplus de Dupuit-Marshall est retenu pour son caractère plus opérationnel⁷ que les mesures proposées par Hicks (1943). Grâce aux travaux de Willig (1976), il est possible de déterminer l'erreur commise avec l'application du surplus de Dupuit-Marshall par rapport aux mesures exactes de Hicks (1943). Willig (1976) borne la différence entre ΔS et les mesures de la VE

7. Le surplus de Dupuit-Marshall se fonde sur la fonction de demande usuelle ou marshal-lienne.

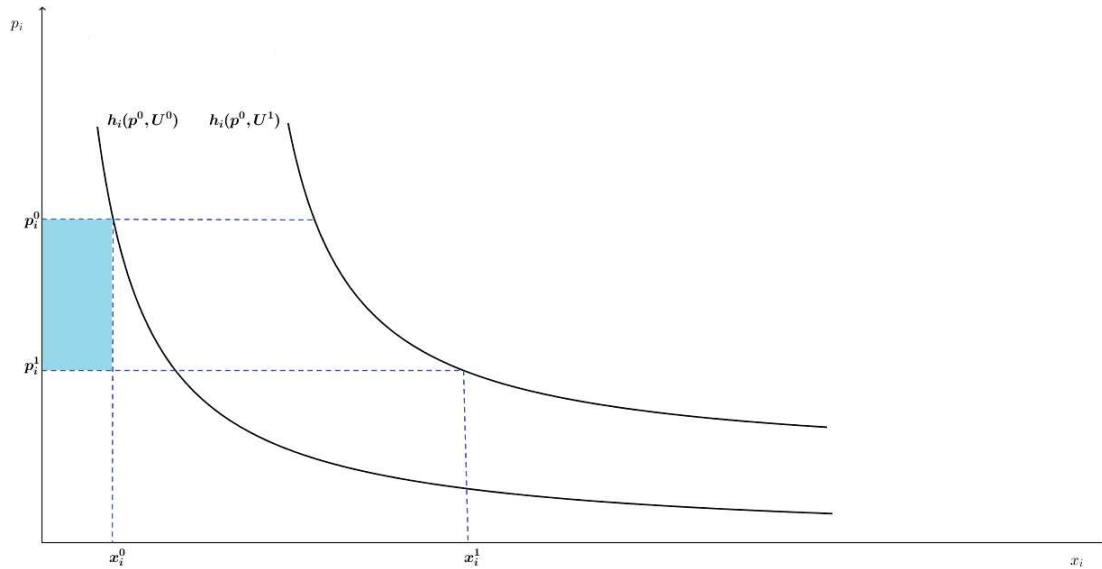


Figure 3.2 – Variation compensatrice

et de la VC . Il montre que l'erreur relative dans le cas d'une diminution du prix⁸ est donnée par les relations suivantes :

$$\frac{VE - \Delta S}{\Delta S} \approx \frac{1}{2} \eta(x, R^0) \frac{\Delta S}{R^0} \quad (12)$$

$$\frac{\Delta S - VC}{\Delta S} \approx \frac{1}{2} \eta(x, R^0) \frac{\Delta S}{R^0} \quad (13)$$

avec η , l'élasticité-revenu de la demande.

Ces deux dernières relations suggèrent que l'approximation du surplus de Dupuit-Marshall est d'autant plus fine que la variation des prix est faible et que la consommation du bien étudié est relativement insensible au revenu.

8. Willig (1976) établit également l'erreur relative lors de l'augmentation du prix que nous ne présentons pas. Dans le cadre de projet d'investissement en infrastructure, l'objectif est de réduire le coût généralisé de déplacement qui s'apparente au prix dans la théorie microéconomique du consommateur. Nous présentons plus en détail le concept de coût généralisé de déplacement dans la section suivante.

2.2 Coût généralisé de déplacement et surplus des usagers

La transposition de la théorie microéconomique du surplus du consommateur en économie des transports nécessite quelques éclaircissements liés à la spécificité du bien transport. Nous introduisons la notion de coût généralisé de déplacement afin de spécifier la demande de transport émanant des consommateurs, nous appelons ces derniers, des usagers. À partir de la demande de transport qui dépend du coût généralisé de déplacement, nous en déduisons les quantités consommées c'est-à-dire le trafic sur un réseau donné et finalement, le surplus des usagers.

Tout d'abord, le coût généralisé de transport ou de déplacement (CG) est la somme des coûts monétarisés de l'ensemble des coûts induits par le déplacement (Sétra, 2012b). Le CG prend en compte des facteurs qui, à priori, n'ont pas de valeurs immédiatement monétaires, notamment le temps et la fiabilité. Dans sa forme la plus simple, le CG est une fonction linéaire des différents coûts qu'un usager rencontre en se déplaçant (e.g. le prix, le temps, la fiabilité, le confort, etc.). Le CG_{ijk} est le coût unitaire pour un individu n ⁹ de se déplacer de l'origine i jusqu'à la destination j avec le mode k . En intégrant la fiabilité du temps de transport, CG_{ijk} prend la forme suivante :

$$CG_{ijk} = p_{ijk} + VTT S_{ijk} \mu_{ijk} + VOR_{ijk} \sigma_{ijk} \quad (14)$$

expression dans laquelle p_{ijk} est le prix du transport, μ_{ijk} est le temps de transport (moyen) et σ_{ijk} capture la fiabilité du temps de transport, par exemple l'écart-type du temps de transport. $VTT S_{ijk}$ et VOR_{ijk} sont respectivement les valeurs monétaires du temps de transport et de la fiabilité. Ces deux valeurs sont notamment propres aux préférences de chaque individu. Cependant, lors de l'évaluation socioéconomique d'un projet, il n'est pas possible d'obtenir les dispositions à payer de chaque individu, il est, par conséquent, nécessaire d'utiliser des valeurs agrégées. Généralement, deux possibilités s'offrent à l'analyste : soit l'utilisation des

9. Pour alléger les écritures, nous omettons l'indice n caractérisant l'individu.

valeurs de référence définies par les ministères des Transports, soit les dispositions à payer déterminées pour le projet étudié. Malgré l'agrégation des dispositions à payer, les valeurs ne sont pas uniques, il existe des différenciations par mode de transport, par motif de déplacement ou encore par groupe d'individus ayant les mêmes caractéristiques, ce qui permet une analyse plus fine en marquant les différences de comportement entre les usagers.

Nous définissons la demande des usagers donc le trafic comme une fonction f de CG_{ijk} qui, dans sa forme linéaire, s'exprime comme suit :

$$T_{ijk}(CG_{ijk}) = T^{\max} - \alpha_{ijk} f(CG_{ijk}) \quad (15)$$

expression dans laquelle T^{\max} est la capacité maximale du réseau exprimé en usagers et $\alpha_{ijk} > 0$ est un paramètre à estimer qui caractérise la sensibilité du trafic suite à une variation de CG_{ijk} . Par hypothèse, cette sensibilité du trafic est définie positive afin que le trafic diminue lorsque le CG_{ijk} augmente. Inversement, le trafic augmente lorsque le CG_{ijk} diminue. Ce paramètre α_{ijk} est la pente de la fonction de demande qui permet de définir le trafic entre une OD ij . Plus la pente est forte (i.e. $\alpha_{ijk} \rightarrow \infty$), moins la demande est sensible aux variations du CG_{ijk} . Inversement, plus la pente est faible (i.e. $\alpha_{ijk} \rightarrow 0$), plus la demande est sensible aux variations du CG_{ijk} , ce qui implique une augmentation du trafic importante.

À partir de la fonction de demande définie par l'équation (15), la figure 3.3 représente le surplus des usagers quand CG_{ijk} se modifie, il passe de CG_{ijk}^0 à CG_{ijk}^1 ce qui correspond à une diminution. Les projets d'investissement en infrastructure de transport ont pour objectif d'améliorer la mobilité des individus qui passe généralement par une baisse du CG . Cette diminution va être induite par une réduction du temps de transport et/ou par l'amélioration des autres facteurs caractérisant le déplacement, notamment la fiabilité.

La baisse du CG_{ijk} engendre une augmentation du trafic de $\frac{\partial f(CG_{ijk})}{\partial CG_{ijk}} dCG_{ijk}$. Visuellement, le trafic passe du niveau T_{ijk}^0 à T_{ijk}^1 . La surface en bleue sur la fi-

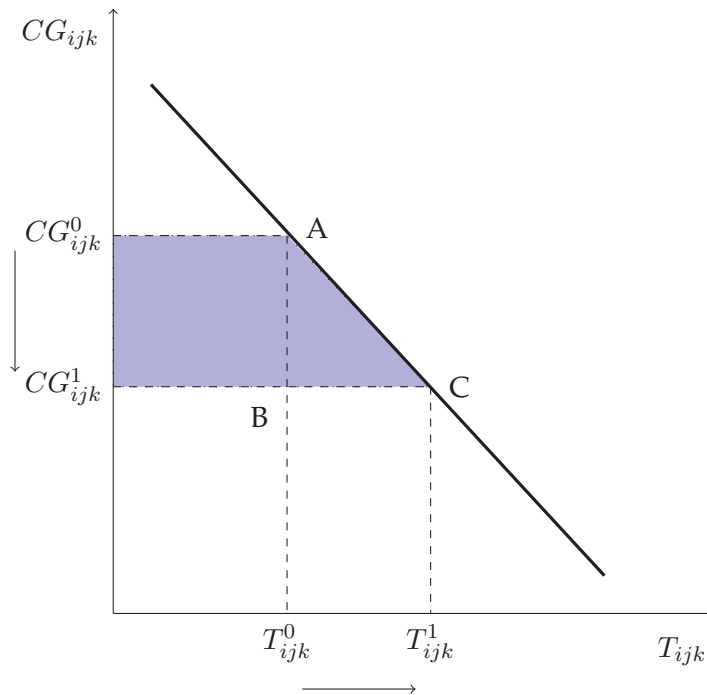


Figure 3.3 – Surplus des usagers suite à une diminution de CG

Figure 3.3 correspond à la variation du surplus des usagers. Plus précisément, le rectangle $CG_{ijk}^0 ABCG_{ijk}^1$ est la variation du surplus des usagers déjà utilisateurs de ce réseau de transport. Tandis que le triangle ACB est la variation du surplus des nouveaux usagers suite à la baisse du CG_{ijk} . Formellement, la variation du surplus s'écrit comme suit :

$$\Delta S = - \int_{CG_{ijk}^0}^{CG_{ijk}^1} T_{ijk} (CG_{ijk}) dCG_{ijk} \quad (16)$$

En pratique, la variation du surplus des usagers est généralement déterminée par son approximation selon la règle de la moitié ou dite, règle du trapèze (Meunier, 2014) :

$$\Delta S = T_{ijk}^0 (CG_{ijk}^1 - CG_{ijk}^0) + \frac{1}{2} (T_{ijk}^1 - T_{ijk}^0) (CG_{ijk}^1 - CG_{ijk}^0) \quad (17)$$

Cette variation du surplus s'exprime également sous la forme suivante :

$$\Delta S = \frac{1}{2} (T_{ijk}^1 + T_{ijk}^0) (CG_{ijk}^1 - CG_{ijk}^0) \quad (18)$$

Ces deux écritures sont équivalentes. L'équation (17) permet de différencier immédiatement la variation du surplus des usagers déjà utilisateurs, de celui des nouveaux usagers induits par la diminution du coût généralisé de déplacement.

Cette approximation de la variation du surplus des usagers est imparfaite. En effet, elle surestime ou sous-estime la variation du surplus si la fonction de demande est respectivement convexe ou concave. Néanmoins, les calculs de la variation du surplus sont obligatoires dans les évaluations socioéconomiques. Cette méthode reste celle préconisée dans les textes officiels régissant les évaluations de projets d'investissement en infrastructure de transport. Elle présente l'avantage indéniable d'être facilement implémentable puisqu'il n'est pas nécessaire de déterminer la fonction de demande émanant des usagers. En effet, il suffit de connaître les niveaux de trafic avant et après réalisation du projet ainsi que les coûts associés.

2.3 Méthode du *logsum*

Kholi et Daly (2006) et De Jong et al. (2007) expliquent les fondements théoriques de l'application du *logsum* comme mesure du surplus des consommateurs développé par Small et Rosen (1981). Le *logsum* découle directement des modèles de choix discrets (e.g. logit, nested logit). Ces modèles sont largement utilisés pour étudier le comportement de choix des individus (e.g. mode, itinéraire, horaire) afin de calibrer les modèles de prévision de trafic.

Afin d'expliquer la méthode du *logsum*, nous revenons brièvement sur les modèles de choix discret. Ces derniers s'attachent à estimer la fonction d'utilité des individus qui peut-être considérée comme la fonction de demande usuelle pour

une alternative donnée de choix parmi un ensemble d'alternatives (Small et Rosen, 1981). L'utilité d'un individu n se compose d'éléments observables et non-observables, formellement, il vient :

$$U_{nj} = V_{nj} + \epsilon_{nj} \quad (19)$$

expression dans laquelle V_{nj} est l'utilité indirecte d'un individu n pour l'alternative j (e.g. mode, itinéraire). L'utilité indirecte se déduit des attributs observables des alternatives (e.g. prix, temps de transport, fiabilité) et des caractéristiques socioéconomiques propres aux individus (e.g. revenu, âge, sexe). Les éléments aléatoires non observables sont capturés par le paramètre ϵ_{nj} . Dans les modèles logit, ϵ_{nj} est supposé i.i.d. et suit une loi de Gumbel.

À partir des estimations réalisées, la probabilité de choix d'un individu n pour chaque alternative j parmi l'ensemble des J alternatives à sa disposition, se détermine à partir de la relation suivante :

$$P_{nj} = \frac{\exp(V_{nj})}{\sum_{j=1}^J \exp(V_{nj})} \quad (20)$$

Cette relation ci-dessus permet de déterminer le *logsum* (LS) qui se définit comme le logarithme du dénominateur de la probabilité de choix de l'équation (20) :

$$LS = \ln \left[\sum_{j=1}^J \exp(V_{nj}) \right] \quad (21)$$

Lorsqu'un individu choisit une alternative, il est supposé qu'il retient celle qui lui permet de maximiser son utilité, définie par l'équation (19). Par conséquent, le surplus du consommateur ou de l'utilisateur (S_n) est équivalent à l'utilité de l'alternative j choisie afin de maximiser sa propre utilité, formellement :

$$S_n = \frac{1}{\alpha_n} \max_j U_{nj} \quad \forall j \quad (22)$$

avec α_n , l'utilité marginale du revenu de l'individu n qui est égale à dU_{nj}/dR_n où R_n est le revenu de l'individu n .

Comme la valeur de l'utilité U_{nj} n'est pas totalement observable par l'analyste ou le modélisateur, le terme d'erreur ϵ_{nj} introduit dans l'équation (19) capture ceci, et le surplus espéré du consommateur peut alors être déterminé. Ce surplus espéré du consommateur $E(S_n)$ prend la forme suivante :

$$E(S_n) = \frac{1}{\alpha_n} \ln \left[\sum_{j=1}^J \exp(V_{nj}) \right] + C \quad (23)$$

Dans cette expression, nous reconnaissons le dénominateur de la probabilité de choix de l'alternative j par l'individu n définie par l'équation (20). Ainsi, en remplaçant LS défini par l'équation (21) alors nous pouvons écrire :

$$E(S_n) = \frac{1}{\alpha_n} LS + C \quad (24)$$

Par convention, une constante C inconnue est introduite afin d'indiquer que la valeur de l'utilité ne peut jamais être mesurée avec exactitude puisqu'il demeure des éléments non-observables dans les modèles¹⁰.

Finalement, il est également possible de déterminer la variation du surplus espéré d'un individu entre deux situations. Cette variation est la différence entre le surplus espéré en situation initiale, avant la réalisation projet (exposant 0) et la situation après la réalisation du projet (exposant 1). En s'appuyant sur l'expression de $E(S_n)$ définie par l'équation (23), il vient la relation suivante :

$$\Delta E(S_n) = \frac{1}{\alpha_n} \left[\ln \left(\sum_{j=1}^{J^1} \exp(V_{nj}^1) \right) - \ln \left(\sum_{j=1}^{J^0} \exp(V_{nj}^0) \right) \right] \quad (25)$$

$$= \frac{1}{\alpha_n} (LS^1 - LS^0) \quad (26)$$

10. Cette constante C est éliminée lors de la comparaison de deux situations afin d'évaluer la variation du surplus espéré des consommateurs avec la méthode du *logsum*.

Cette méthode de détermination du surplus du consommateur par le *logsum* est facile à mettre en œuvre puisque les modèles de trafic utilisent ces approches en choix discret pour modéliser le trafic. Cependant, il demeure une limite importante, à savoir l'hypothèse d'utilité marginale du revenu constante. Lorsque cette hypothèse n'est pas respectée, il est toujours possible de déterminer le *LS* mais sa détermination devient plus complexe que ce que nous avons présenté.

Cette méthode datant de la fin des années 80 est peu développée dans les évaluations socioéconomiques de projets d'investissement en infrastructure de transport, au grand étonnement de De Jong et al. (2007). Ils précisent qu'il existe un regain d'intérêt pour cette méthode depuis le début des années 2000, mais leur travail datant de 2007 fait partie des premières études à grande échelle appliquant la méthode du *LS*. Les auteurs avancent quelques arguments au manque d'application du *LS*. En particulier la difficulté relative que représente cette méthode lorsqu'il faut l'expliquer à des non-spécialistes, qui généralement sont les preneurs de décision, par rapport à l'approximation du surplus par la règle de la moitié. Dans la suite de ce chapitre, nous utilisons l'approximation du surplus par la règle de la moitié puisqu'elle est l'approche retenue dans les textes officiels des ministères des Transports pour sa simplicité de mise en pratique. Néanmoins, avant de déterminer le surplus des usagers, il faut convertir l'ensemble des coûts en termes monétaires, même si, à priori ils n'ont pas de valeurs marchandes immédiates (e.g. temps de transport, fiabilité). Par conséquent, la section suivante présente les pratiques actuelles en matière de monétarisation de la fiabilité du temps de transport¹¹ dans les pays menant des études sur ce domaine.

11. La section 3 présente les valeurs de référence retenues par les pouvoirs publics, alors que dans le chapitre 2, nous avons présenté les *VOR* estimées dans la littérature économique.

3 Prise en compte de la fiabilité du temps de transport : un point sur les pratiques actuelles

La prise en compte de la fiabilité du temps de transport est vivement recommandée par les pouvoirs publics dans la plupart des pays qui demande des évaluations socioéconomiques de projets d'investissement en infrastructure de transport. Les principales recommandations émises par les ministères des Transports pour la prise en compte de la fiabilité du temps de transport font l'objet de cette section. D'une manière générale, le ratio de fiabilité (RR ¹²) est préconisé afin de convertir les gains de fiabilité en équivalent de gains de temps de transport. Ainsi, les gains de fiabilité sont monétarisés grâce aux valeurs de référence du temps de transport déterminées pour chaque pays. Nous nous appuyons essentiellement sur les travaux de l'OCDE (2010)¹³. Ensuite, nous nous focalisons sur les recommandations françaises en matière de fiabilité publiées dans le rapport Quinet (2013).

3.1 Tour d'horizon des recommandations dans le monde

La plupart des pays qui recommande la prise en compte des gains de fiabilité du temps de transport dans les évaluations socioéconomiques de projets d'investissement en infrastructure, préconise l'utilisation du RR (tableau 3.1). Il existe un certain consensus autour de l'utilisation de l'écart-type du temps de transport comme mesure de la fiabilité. De Jong et Bliemer (2015) exposent les arguments qui président à l'utilisation d'une telle mesure suite à de nombreux entretiens réa-

12. Le ratio de fiabilité (RR) se définit comme le rapport de la VOR et de la $VTTs$ où, généralement, la VOR est le taux marginal de substitution entre la fiabilité mesurée par l'écart-type et le coût du transport.

13. OCDE (2010), Améliorer la fiabilité des réseaux de transport de surface, p. 83 – 91.

lisés avec des experts de ce domaine¹⁴. Il se trouve que l'écart-type, par rapport à d'autres mesures, peut être estimé empiriquement. C'est, par ailleurs, une façon assez simple de résumer une distribution. D'un point de vue théorique, il est relativement simple à inclure dans les modèles. En revanche, cette mesure comporte un inconvénient majeur, la distribution du temps de transport dépend des autres moments de la distribution, notamment le skewness, qui ne sont pas pris en compte par l'écart-type. Cependant, malgré cet inconvénient, dans sa grande majorité, la communauté scientifique la valide comme mesure de la fiabilité du temps de transport puisqu'elle reste une des plus accessibles et faciles à déterminer pour les praticiens et les théoriciens¹⁵.

Nous observons donc un certain consensus autour de l'écart-type du temps de transport comme mesure de la fiabilité pour le mode routier. En revanche, pour les modes de transport collectif, l'écart-type du temps de transport s'utilise, mais le retard lui est bien souvent préféré, en particulier pour le transport ferroviaire. Le retard est la différence entre l'heure d'arrivée effective et celle prévue par les opérateurs de service.

Les valeurs du ratio de fiabilité présentées dans le tableau 3.1 sont celles fournies dans le rapport de l'OCDE (2010) hormis pour les Pays-Bas (Kouwenhoven et al., 2014). Kouwenhoven et al. (2014) déterminent les valeurs de référence du temps de transport et de la fiabilité pour le compte du ministère des Transports aux Pays-Bas. Ils fournissent la première étude officielle réalisée à un niveau na-

14. De Jong et Bliemer (2015) précisent qu'ils ont interviewé les experts suivants : John Bates, Richard Batley, Maria Börjesson, Jonas Eliasson, Leonid Engelson, Mogens Fosgerau, Tony Fowkes, Joel Franklin, Justin Geistefeldt, Askill Halse, Bruce Hellinga, David Hensher, Yaron Hollander, Juergen Janssen, Anders Karlström, Paul Koster, Hao Li, Tim Lomax, Hani Mahmassani, Rich Margiotta, Kai Nagel, Juan de Dios Ortúzar Salas, Stefanie Peer, John Polak, Farideh Ramjerdi, Piet Rietveld, Henrik Swahn, Lori Tavasszy, Erik Verhoef, Inge Vierth, Peter Vovsha, Tom van Vuren, Mark Wardman, Pim Warffemius.

15. En revanche, comme nous l'avons précisé dans le chapitre 1 de cette thèse, la mesure de la fiabilité du temps de transport par l'écart-type n'est pas facilement compréhensible par les usagers. C'est, d'ailleurs, une des raisons principales qui nous a amené à développer une nouvelle mesure de la fiabilité du temps de transport, le *Delay-at-Risk (DaR)*. Le *DaR* fournit des informations sur le retard maximum que les usagers peuvent subir lors d'un déplacement.

tional traitant conjointement des problématiques de la valorisation du temps et de la fiabilité. Kouwenhoven et al. (2014) réalisent une enquête en préférences déclarées et utilisent un modèle de type moyenne-variance pour déterminer les valeurs du temps et de la fiabilité et ainsi en déduire les RR . En revanche, pour les autres pays, le rapport de l'OCDE (2010) précise qu'ils se sont basés sur des études préalables de Hamer et al. (2005) et Kouwenhoven et al. (2005). Ainsi nous supposons qu'il n'existe pas d'analyses spécifiques à chaque pays, mais les RR de référence sont plutôt issus d'une revue de la littérature concernant la VOR . Nous n'avons pas réussi à trouver une justification des différences de valeurs des RR de référence retenus pour chaque pays. Nous supposons que, pour chaque pays, les RR de références ont dû être soumis à discussion entre chercheurs, décideurs publics et ainsi, les valeurs sont issues d'un compromis entre eux.

En pratique et notamment lors des interprétations des valeurs du RR , elles s'utilisent afin de convertir les gains de fiabilité induits par un projet d'investissement en équivalent de temps de transport, sous-entendu en véhicule. Prenons par exemple, le RR du Royaume-Uni associé au transport routier, il vaut 0,8. Ainsi, 10 minutes de variabilité du temps de transport sont ressenties par les usagers comme 8 minutes de temps de transport en véhicule. Ces minutes de temps de transport « ressenti » sont ensuite multipliées par la VTT par minute afin d'obtenir la valeur monétaire de ces 10 minutes de variabilité ou autrement dit de fiabilité du temps de transport.

Tout d'abord, au regard des valeurs de référence du RR pour le mode routier (tableau 3.1), nous observons une certaine homogénéité des valeurs pour les pays européens à l'exception des Pays-Bas. En fait, les RR retenus au Danemark, Royaume-Uni et en Suède sont basés sur des études réalisées aux Pays-Bas en 2005 par Hamer et al. (2005) et Kouwenhoven et al. (2005) ce qui explique l'homogénéité des RR . Les valeurs australiennes se fondent sur les études menées en Nouvelle-Zélande, ce qui explique la quasi-égalité des valeurs du RR pour ces

3. Prise en compte de la fiabilité du temps de transport : un point sur les pratiques actuelles

Tableau 3.1 – Valeurs du ratio de fiabilité par pays

Pays	Mode routier	Mode collectif
Danemark	$RR = 1$	$RR = 0,84$
Pays Bas	$RR = 1,1$ (Professionnels)	$RR = 1,1$ (Professionnels)
	$RR = 0,4$ (Pendulaire)	$RR = 0,4$ (Pendulaire)
	$RR = 0,6$ (Autres motifs)	$RR = 0,6$ (Autres motifs)
Royaume Uni	$RR = 0,8$	$RR = 1,4$
Suède	$RR = 0,9$ (Professionnels)	
	$RR = 0,9$ (Pendulaires)	$RR = 2,5$
	$RR = 1,5$ (Autres motifs)	
Australie	$RR = 0,8$ (Voiture)	$RR = 3$
	$RR = 1,3$ (Utilitaire)	
Nouvelle-Zélande	$RR = 0,8$ (Voiture)	–
	$RR = 1,2$ (Utilitaire)	

Source : OCDE (2010), Kouwenhoven et al. (2014).

deux pays. À noter qu'ils ont une particularité par rapport aux pays européens, ils donnent les valeurs pour les véhicules utilitaires. Apparemment, les évaluations socioéconomiques de projet d'investissement en infrastructure de transport sont plus développées pour prendre en compte les avantages liés aux acteurs effectuant du transport de marchandises. En Europe, il semble que l'accent soit mis sur les avantages retirés par les acteurs effectuant du transport de voyageurs, essentiellement les usagers. Concernant les valeurs du RR , elles sont généralement inférieures à 1 pour les déplacements pendulaires ce qui signifie que la $VTTs$ est supérieure à la VOR . Les Pays-Bas ont le RR le plus faible pour les déplacements domicile-travail avec une valeur de 0,4, ce qui implique que les individus ont une disposition à payer pour améliorer la fiabilité du temps de transport de 0,4 fois celle de leur disposition à payer pour réduire leur temps de transport. Au-

trement dit, les individus valorisent une minute de variabilité à 0,4 fois la valeur d'une minute de temps de transport. Pour tous les autres pays, le *RR* est compris entre 0,8 et 0,9. Pour les autres motifs de déplacements, le *RR* est supérieur à 1 sauf pour les Pays-Bas. La Suède préconise un *RR* de 1,5 donc une minute de variabilité est équivalent à 1,5 fois la disposition à payer pour réduire leur temps de transport d'une minute. Cette dernière valeur est très proche de celle recommandée en Australie et en Nouvelle-Zélande pour les véhicules utilitaires (respectivement de 1,3 et 1,2).

Concernant le transport collectif, les *RR* de référence sont généralement plus élevés que ceux du mode routier, et supérieur à 1 hormis pour les Pays-Bas et le Danemark. Pour les Pays-Bas, les valeurs du *RR* sont strictement identiques à celles du mode routier pour tous les motifs de déplacement. Le Danemark préconise un *RR* de 0,84 pour le mode collectif. Pour les autres pays, il est compris entre 1,4 et 3. Ce qui implique qu'une minute de retard, et non plus de variabilité¹⁶, est équivalente à 1,4 fois la valeur d'une minute de temps de transport au Royaume-Uni et à 3 fois la valeur d'une minute de temps de transport en Australie.

La comparaison des *RR* entre eux n'est pas évidente puisque rien ne garantit qu'un individu avec un *RR* de 0,6 ait une disposition à payer pour améliorer la fiabilité supérieure à un individu avec un *RR* de 0,4. Les *RR* sont directement liés à la *VTT*S. Par exemple, d'après les travaux de Kouwenhoven et al. (2014), les individus effectuant des déplacements domicile-travail en voiture ont un *RR* de 0,4 inférieur à celui des individus se déplaçant pour d'autres motifs (tableau 3.1) en mode collectif (*RR* = 0,6). Or la *VOR* des individus effectuant des déplacements domicile-travail en voiture est de 3,75 € par heure d'écart-type alors que celle des autres individus est de 3,74 € par heure d'écart-type. Les *VOR* pour ces deux types d'individus sont égales malgré des valeurs différentes des *RR* puisque les

16. Généralement, pour les modes de transport collectif, il est retenu le retard comme mesure de la fiabilité, c'est-à-dire la différence entre l'heure d'arrivée effective et celle prévue par l'opérateur.

VTTs prennent des valeurs différentes. Pour le mode routier, la *VTTs* est supérieure pour les déplacements domicile-travail (i.e. 9,25 € par heure) par rapport à celle pour le mode collectif (i.e. 6 € par heure). Ainsi, avec la seule valeur des *RR*, il n'est pas possible d'obtenir la disposition à payer pour améliorer la fiabilité, il faut nécessairement connaître les *VTTs*. Les *RR* permettent de savoir si un individu est prêt à payer plus ou moins pour améliorer la fiabilité par rapport aux réductions du temps de transport, mais il n'est pas possible de les ordonner au sens où un individu avec un *RR* de 0,6 n'implique pas que sa *VOR* soit plus grande que celle d'un individu avec un *RR* de 0,4.

Finalement, les valeurs du *RR* de référence, et par conséquent à utiliser lors des évaluations en pratique, ne sont pas aussi détaillées comparativement aux valeurs de références concernant le temps de transport. Par détailler, nous entendons le même niveau de différenciation existant pour les valeurs du temps où les valeurs sont déterminées par mode de transport, par motif de déplacement, par distance, en fonction du milieu urbain et interurbain. Cependant, selon les travaux de Kouwenhoven et al. (2014), le niveau de détail présenté dans le tableau 3.1 pour les *RR* peut être suffisant. En effet, les auteurs déterminent les valeurs des *RR* pour la route, le fer, l'avion et le métro. D'après leurs résultats, les *RR* sont identiques pour tous les modes en différenciant uniquement les motifs de déplacement. Malheureusement, il n'est pas possible de vérifier si, dans d'autres pays, les *RR* prendraient des valeurs identiques puisque Kouwenhoven et al. (2014) proposent l'étude la plus complète à un niveau national qui existe actuellement. Les autres ministères des Transports n'ont pas (encore) commandé le même type d'analyse concernant les valeurs du temps et de la fiabilité du temps de transport.

3.2 Focus sur les recommandations françaises

Le rapport Quinet (2013) fournit les recommandations françaises pour le compte du gouvernement. Ce rapport expose l'ensemble des pratiques formelles sur la

manière de monétariser la fiabilité dans les évaluations socioéconomiques de projets d'investissement en infrastructure de transport. La fiabilité concerne uniquement les éléments non prévisibles, ce qui exclut les phénomènes de congestion récurrente liés aux heures de pointe. Il propose deux démarches pour valoriser la fiabilité en fonction du mode de transport (i.e. véhicule particulier et transport collectif).

Tout d'abord, lors de déplacements en véhicules particuliers, les questions de la fiabilité du temps de transport sont directement reliées aux problèmes de choix d'heure de départ dans le processus de décision des usagers. La mesure de la fiabilité retenue est la différence entre le 90^e centile et la médiane du temps de transport, mesure initialement proposée par Lam et Small (2001)¹⁷. En choisissant cette mesure, la France s'écarte des préconisations établies par les autres pays qui retiennent l'écart-type du temps de transport comme mesure de la fiabilité.

Au sein des motifs de déplacements, il est possible de distinguer les motifs contraints des motifs non contraints. Les motifs contraints englobent les déplacements pour motifs professionnels et pendulaires. D'après le tableau 3.2 qui concerne le transport en véhicule particulier, pour les motifs contraints, la mesure de la fiabilité retenue en France doit être multipliée par 2,5, puis par la valeur du temps de transport. Tandis que pour les autres motifs de déplacements, la mesure de la fiabilité est simplement multipliée par la valeur du temps de transport (*VTT*). Autrement dit, les gains de fiabilité se valorisent monétairement comme des gains de temps de transport. Les facteurs multiplicatifs sont issues des travaux de synthèse de Markovich (2009).

Afin de comprendre l'utilisation de la méthode proposée pour valoriser les gains de fiabilité pour les véhicules particuliers, nous reprenons l'exemple du rapport Quinet (2013). Il suppose un déplacement pour motif professionnel entre Bordeaux et Toulouse, il s'agit donc d'un déplacement contraint. La médiane du

17. Cette mesure est très proche de ce qui est utilisé par Van Lint et al. (2008) pour construire l'*unreliability index* (voir le chapitre 1 concernant les mesures de la fiabilité du temps de transport).

3. Prise en compte de la fiabilité du temps de transport : un point sur les pratiques actuelles

Tableau 3.2 – Valorisation de la régularité du temps de transport pour le trafic de véhicules particuliers sur une OD horaire donnée

Indicateur de régularité du temps de parcours	Mesure de la fiabilité : $\frac{t_{90}-t_{50}}{t_{50}}$
Pondération de l'indicateur pour les motifs contraints (professionnels et domicile-travail/études)	$2,5 \times \left(\frac{t_{90}^I - t_{50}^I}{t_{50}^I} - \frac{t_{90}^F - t_{50}^F}{t_{50}^F} \right) \times VTTS$
Pondération de l'indicateur pour les motifs non contraints	$1 \times \left(\frac{t_{90}^I - t_{50}^I}{t_{50}^I} - \frac{t_{90}^F - t_{50}^F}{t_{50}^F} \right) \times VTTS$

Source : Rapport Quinet (2013), p. 157.

Notations : t_{90} , le 90^e centile du temps de transport ; t_{50} , la médiane du temps de transport ; I pour caractériser la situation initiale (i.e. avant la réalisation du projet d'investissement) ; F pour caractériser la situation finale (i.e. après la réalisation de l'investissement).

temps de transport est de 2 h (120 minutes) et le 90^e centile est de 3 h (180 minutes). Ces temps de transport sont ceux rencontrés dans la situation initiale, autrement dit avant la réalisation d'un investissement en infrastructure de transport.

Dans le cadre du projet d'investissement, le temps de transport médian reste constant et égal à 2 h. En revanche, le 90^e centile diminue et passe à 2 h 30 (150 minutes). Au regard du tableau 3.2, les gains de fiabilité sont convertis en temps de transport équivalent ou, pour reprendre les termes du rapport Quinet (2013) en « temps ressenti », selon la méthode suivante¹⁸ :

$$\frac{180 - 150}{120} \times 2,5 = 0,625$$

La réalisation du projet d'investissement se traduit pas une amélioration de la fiabilité du temps de transport sur l'OD concernée, équivalente à 0,625 heure, soit

18. Ici, nous appliquons bien la formule du tableau 3.2, mais comme $t_{50}^I = t_{50}^F$, il reste finalement :

$$\frac{t_{90}^I - t_{90}^F}{t_{50}^I}$$

37,5 minutes. Cette équivalence en temps de transport doit être multipliée par la *VTTs* associée à un déplacement professionnel réalisé en véhicule particulier. En se référant aux valeurs de référence pour les gains de temps de transport fournis par le rapport Quinet (2013)¹⁹, nous déterminons la *VTTs* associée à ce projet.

Pour les motifs professionnels routiers, il faut utiliser la formule suivante pour déterminer la *VTTs* :

$$28,4 + 0,016 \times \text{distance en km} \quad (27)$$

Puisque Bordeaux et Toulouse sont séparés d'environ 240 km, nous trouvons une *VTTs* de 32,24 € par heure. Par conséquent, les gains de fiabilité du temps de transport pour un usager vont être de $32,24 \times 0,625 = 20,15$ €.

Soulignons par ailleurs que dans l'exemple précédent, les gains de temps de transport n'existent pas dans l'évaluation socioéconomique. En effet, la médiane du temps de transport n'est pas affectée par le projet, il n'existe que des gains de fiabilité.

Finalement, pour le transport routier, la France retient un *RR* de 2,5 pour les déplacements professionnels et pendulaires. Nous remarquons que la valeur du *RR* est bien supérieure à celle utilisée par les autres pays. La France, au delà de se singulariser par le choix d'une autre mesure de la fiabilité que celle habituellement utilisée (i.e. l'écart-type du temps de transport), recommande l'usage de valeurs du *RR* bien plus élevées.

Par ailleurs, pour le transport collectif, la fiabilité fait référence aux respects des horaires donc à la ponctualité comme nous l'avons défini jusque-là²⁰. Une mesure reposant sur les écarts entre les horaires annoncés et effectifs en séparant

19. Le tableau des valeurs de référence du temps issues du rapport Quinet (2013) est reproduit en annexe.

20. À noter que le rapport Quinet (2013) explique la différence entre le respect des horaires et le respect des fréquences. Cependant, la différenciation peut être abandonnée puisque les fréquences à respecter sont corrélées au respect des horaires, mais les usagers ne les consultent pas nécessairement lorsque les fréquences sont très régulières (e.g. métro, tramway, bus).

le transport collectif urbain et interurbain est proposée. Cette séparation permet de différencier les trajets de courte distance (i.e. trajets urbains), de ceux à longues distances (i.e. trajets interurbains). Ces derniers vont regrouper le transport aérien, ferroviaire et en autocar tandis que les premiers englobent le tramway, métro, bus et trains de banlieue.

Pour les déplacements urbains, le tableau 3.3 présente les préconisations du rapport Quinet (2013), les valeurs de la fiabilité sont relativement proches de celles recommandées par les autres pays.

Tableau 3.3 – Relation entre probabilité de retard sur une OD horaire et valorisation en minutes équivalentes dans le cas des transports collectifs urbains et périurbains (tramway, métros, bus, trains de banlieue)

Probabilité de retard	$r \leq 5$ min	$r \in]5; 15]$ min		$r > 15$ min	
	Tous motifs	Pendulaires Études	Autres trajets	Pendulaires Études	Autres trajets
Minutes équivalentes pour chaque point de pourcentage entre 0 % et 5%	Valorisation	0,92	1,24	1,34	1,78
Minutes équivalentes pour chaque point de pourcentage entre 5 % et 15%	comme du	0,92	1,22	1,32	1,78
Minutes équivalentes pour chaque point de pourcentage entre 15 % et 30%	temps de	0,84	1,12	1,08	1,44
Minutes équivalentes pour chaque point de pourcentage entre 30 % et 100%	transport	0,52	0,38	1,08	1,44
Probabilité de retard	$r \leq 5$ min	$r > 5$ min, tous motifs			
Minutes équivalentes pour chaque point de pourcentage entre 0 % et 15%	Valorisation	1,24			
Minutes équivalentes pour chaque point de pourcentage entre 15 % et 30%	comme du temps	1,10			
Minutes équivalentes pour chaque point de pourcentage entre 30 % et 100%	de transport	0,6			

Source : Rapport Quinet (2013) p. 158.

Notation : r pour retard.

Lorsqu'il y a peu d'informations sur les durées de retard et sur les motifs de déplacements des usagers, ce sont les valeurs de référence de la seconde partie du tableau qu'il faut appliquer.

Comme précédemment, afin d'éclairer la méthode de valorisation de la fiabilité pour les trajets urbains, nous présentons l'exemple fourni dans le rapport Quinet (2013). Il considère que dans la situation initiale, sur une OD horaire, les retards compris entre 5 et 15 minutes concernent 30 mètres sur 100, soit 30 % des mètres. Suite à un investissement, les retards compris entre 5 et 15 minutes concernent seulement 29 mètres sur 100 soit 29 % des mètres. Ce qui implique un gain d'un point de pourcentage entre 15 % et 30 %. Par conséquent, il convient de compter un bénéfice de 0,84 minute sur les trajets domicile-travail et études et 1,12 minute de trajet pour les autres motifs de déplacements. Ce bénéfice exprimé en équivalent de temps de transport doit être monétarisé. Il convient, même si ce n'est pas explicitement précisé, d'utiliser la *VTTs* associée au mode de transport et au motif de déplacement. Par conséquent, en se basant sur les valeurs de référence de ce rapport, il vient pour les trajets domicile-travail et études en métro, une *VTTs* de 10 € par heure et de 6,8 € par heure pour les autres motifs. Ainsi, la diminution du nombre de mètres en retard implique un gain de 0,14 € (i.e. $\frac{10}{60} \times 0,84$) pour les déplacements domicile-travail et un gain de 0,13 € (i.e. $\frac{6,8}{60} \times 1,12$) pour les autres motifs de déplacements. Comme nous l'avons précisé dans la section précédente, un *RR* de 1,2 ne garantit pas une *VOR* supérieure par rapport à un *RR* de 0,84. En effet, pour les déplacements domicile-travail, les individus valorisent moins fortement un gain de fiabilité que les individus se déplaçant pour tout autres motifs par rapport à leurs *VTTs*, alors que ramené en termes monétaires, les premiers valorisent plus fortement les gains de fiabilité que les derniers.

Finalement, pour le transport collectif interurbain, la méthode est équivalente à celle proposée en urbain. En revanche, il n'existe pas de différenciation par motif de déplacement ou par mode de transport ou encore par durée du retard. La valeur est unique, elle est de 2,5 minutes de temps de transport par point de pourcentage gagné pour des retards supérieurs à 10 minutes (tableau 3.4). Pour une baisse du taux de service en retard de plus de 10 minutes, il faut prendre en

3. Prise en compte de la fiabilité du temps de transport : un point sur les pratiques actuelles

compte 2,5 minutes équivalentes temps de transport par usager ou autrement dit, 2,5 minutes supplémentaires de temps de transport « ressenti ». Nous ne sommes pas en mesure de fournir plus d'explications puisque le rapport Quinet (2013) développe très peu cette dernière méthode de valorisation des gains de fiabilité dans le cadre du transport collectif interurbain.

Tableau 3.4 – Relation entre probabilité de retard sur une OD horaire et valorisation en minutes équivalentes dans le cas des transports collectifs interurbains (aérien, ferroviaire, autocar)

Probabilité du retard	Retards inférieurs ou égaux à 10 minutes	Retards strictement supérieurs à 10 min
Minutes équivalentes pour chaque point de pourcentage	Les retards de moins de 10 minutes sont valorisés comme du temps de transport	+ 2,5

Source : Rapport Quinet (2013), p. 159.

En conclusion, nous reconnaissons l'effort considérable réalisé en France afin de fournir une méthodologie unique pour valoriser les gains de fiabilité du temps de transport dans les évaluations socioéconomiques de projets d'investissement en infrastructure de transport. Nous nous dirigeons vers un consensus comme celui qui domine les valeurs du temps. En effet, actuellement, les valeurs des différents *RR* sont issues d'une synthèse de l'ensemble des études réalisée par Markovich (2009). Par conséquent, nous émettons un doute sur la représentativité des comportements concernant la fiabilité pour la France. Il serait intéressant de mettre en place une enquête nationale afin d'estimer les dispositions à payer pour la fiabilité en France comme c'est le cas pour les valeurs du temps. De plus, une enquête spécifique au cas français permettrait d'avoir un niveau de détail aussi important que celui qui existe pour les valeurs du temps, c'est-à-dire en différenciant, les modes de transport, les motifs de déplacements et la distance,

ainsi que des valeurs véritablement comportementales. Les *VOR* de référence seraient ainsi indépendantes des *VTTs* de référence ce qui ne poserait plus de problèmes de comparaison comme c'est actuellement le cas avec l'utilisation des *RR*. Les *RR* sont trompeurs pour effectuer des comparaisons entre les modes ou les motifs de déplacements concernant les dispositions à payer pour améliorer la fiabilité puisqu'un *RR* égal à 1,2, par exemple, ne garantit pas que la *VOR* soit supérieure à celle obtenue pour un *RR* de 0,8.

4 Effet de diffusion des gains de fiabilité

Cette section étudie l'arbitrage entre les projets d'investissement réduisant le temps de transport et ceux améliorant la fiabilité au regard de l'évaluation du surplus des usagers²¹. Nous montrons un effet de diffusion plus large des gains de fiabilité et en déduisons des recommandations générales afin d'aider les décideurs publics à sélectionner les projets d'investissement à mettre en œuvre en priorité. Jusqu'à présent, nous avons vu que la disposition à payer pour réduire le temps de transport est généralement supérieure à la disposition à payer pour améliorer la fiabilité. Cette relation entre la *VTTs* et la *VOR* se traduit par un *RR* inférieur à 1²². Cependant, même si la *VOR* est inférieure à la *VTTs*, cela n'implique pas nécessairement que les projets améliorant la fiabilité et de coûts identiques ne doivent pas être analysés. En effet, l'amélioration de la fiabilité du temps de transport va avoir un effet plus diffus que les gains de temps. Autrement dit, un plus grand nombre d'usagers bénéficie des gains de fiabilité par rapport aux gains de temps de transport. Pour ces derniers, il faut être utilisateur

21. Les coûts d'investissement des projets étudiés ne sont pas pris en compte puisque nous nous intéressons uniquement aux surplus des usagers.

22. Se référer à la section précédente pour les valeurs de référence des *RR* dans le monde et au chapitre 2 de cette thèse, section 3 qui répertorie les valeurs de la *VTTs* et de la *VOR* issues de la littérature dans ce domaine, ainsi qu'à la section 5 du chapitre 2 qui fournit les applications empiriques que nous avons menées. Ces derniers résultats sont utilisés par la suite pour la simulation numérique concernant le surplus des usagers.

du tronçon où l'investissement réduisant le temps de transport est réalisé, alors que pour bénéficier des gains de fiabilité, ce n'est pas forcément nécessaire. Nous avons déjà expliqué ce phénomène avec l'exemple du contournement ferroviaire entre Nîmes et Montpellier et le projet de ligne à grande vitesse entre Montpellier et Perpignan.

Tout d'abord, nous définissons la situation de référence à partir d'un réseau de transport linéaire de type ferroviaire. Ensuite, nous présentons les projets d'investissement qui sont comparés à la situation de référence afin de déterminer la variation de surplus des usagers induit par chaque projet. Enfin, nous confrontons les variations de surplus des deux projets afin de mettre en exergue l'effet de diffusion des gains de fiabilité et ainsi, expliciter des recommandations générales qui introduisent des relations entre la *VTTs* et la *VOR*. En particulier, nous les définissons en fonction de la valeur du *RR*.

4.1 Situation de référence

La situation de référence ou option de référence est définie dans le rapport Quinet (2013) comme « *le choix d'intervention du maître d'ouvrage correspondant à l'action optimisée la plus probable en l'absence de réalisation du projet à l'horizon considéré. [...] elle doit comporter les opérations (d'investissements, d'exploitation ou autres) qui seraient éventuellement nécessaires si le projet n'est pas réalisé (option dite « do minimum »)*²³. ». Ainsi, la situation de référence s'attache à décrire le réseau de transport en caractérisant notamment les temps de transport, le trafic, mais il prend également en considération les investissements nécessaires en cas de non-réalisation d'un investissement. Afin de simplifier les développements qui suivent, nous considérons que la situation de référence correspond à l'absence

23. Il ne faut pas confondre la situation de référence (ou option de référence) avec le scénario de référence. Ce dernier définit l'ensemble des variables exogènes au projet. Il comporte notamment les hypothèses sur l'évolution du PIB, de la population, du coût du carburant, etc. (Source : Rapport Quinet, 2013, p. 330). Plus simplement, le scénario de référence correspond au cadrage macroéconomique.

totale d'investissement. Elle va simplement décrire le réseau de transport (e.g. temps de transport, fiabilité, fonction de demande) sur lequel la réalisation d'un investissement en infrastructure de transport est envisagée.

Nous considérons un réseau de transport linéaire simplifié de type ferroviaire représenté par la figure 3.4.

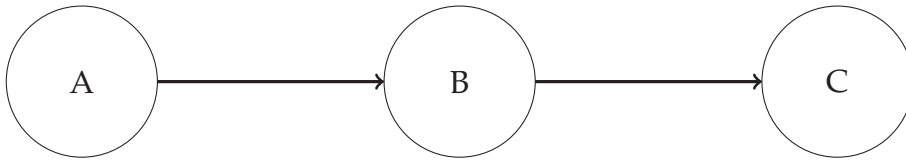


Figure 3.4 – Réseau de transport linéaire de type ferroviaire

Il se caractérise par trois nœuds (i.e. A, B et C) et deux liens ou tronçons (i.e. AB et BC). Nous considérons un train qui circule de A vers C avec une escale en B. Les usagers se déplacent uniquement de A vers C et certains usagers montent et descendent en B. Nous ne considérons pas l'autre sens de circulation.

Sur ce réseau linéaire, nous définissons les temps de transport, la fiabilité et le trafic de référence noté avec l'exposant 0. Entre A et B, le temps de transport n'est pas fiable. Par conséquent, il se définit par une distribution du temps de transport aléatoire de moyenne μ_{ab}^0 et d'écart-type σ_{ab}^0 . En revanche, le temps de transport entre B et C est totalement fiable, il se note μ_{bc}^0 . Finalement, entre A et C, le temps de transport est la somme des temps de transport des tronçons AB et BC, et par conséquent, il n'est pas fiable. Le temps de transport moyen est donné par $\mu_{ac}^0 = \mu_{ab}^0 + \mu_{bc}^0$ avec un écart-type, $\sigma_{ac}^0 = \sigma_{ab}^0$.

Les trafics de référence sur chaque OD (i.e. AB, AC, BC) sont exogènes, nous les notons T_{ij}^0 . En utilisant le coût généralisé de déplacement et les trafics de référence, les fonctions de demande sur chaque OD s'expriment comme suit²⁴ :

$$T_{ij}(CG_{ij}) = T_{ij}^{\max} - \alpha_{ij} \times CG_{ij} \text{ avec } CG_{ij} = p_{ij} + VTS_{ij} \times \mu_{ij} + VOR_{ij} \times \sigma_{ij} \quad (28)$$

24. Nous omettons l'indice k caractérisant le mode de transport puisqu'ici, nous considérons que les usagers ont à leur disposition uniquement le mode ferroviaire.

expression dans laquelle T_{ij}^{\max} est la capacité maximale sur chaque OD, supposée exogène. CG_{ij} est le coût généralisé de déplacement qui dépend du prix p_{ij} , de la valeur monétaire du temps de transport ($VTT S_{ij} \times \mu_{ij}$) et de la valeur monétaire de la fiabilité du temps de transport ($VOR_{ij} \times \sigma_{ij}$). Les $VTT S_{ij}$ s'expriment en euro par unité de temps de transport, tandis que les VOR_{ij} s'expriment en euro par unité d'écart-type. Nous supposons que les $VTT S_{ij}$ et les VOR_{ij} sont déterminées au préalable par des modèles de choix discrets comme ceux présentés dans le chapitre 2 de cette thèse ou, ce sont les valeurs de référence édictées par les pouvoirs publics. Cette hypothèse permet de considérer n'importe quelle interprétation de la $VTT S$ et de la VOR tant qu'elles peuvent s'exprimer en euro respectivement par unité de temps et d'écart-type. Notamment, pour la VOR , il va être possible de prendre en compte soit le taux marginal de substitution entre l'écart-type du temps de transport et le coût monétaire du transport, soit l'interprétation en termes de prime de risque. Lorsque la VOR s'exprime comme une prime de risque, elle détermine la disposition à payer des individus pour éliminer la totalité du risque sur le temps de transport, ainsi elle est définie pour un niveau de risque donné. Dans la section suivante de ce chapitre, nous présentons deux manières de convertir la VOR , exprimée comme une prime de risque, pour des variations de risque et non plus pour éliminer totalement le manque de fiabilité. Finalement, ces deux paramètres deviennent exogènes et nous supposons également qu'ils ont une valeur identique pour tous les usagers empruntant la même OD (i.e. AB, AC, BC).

La sensibilité de la demande aux variations du CG_{ij} est représentée par le paramètre $\alpha_{ij} > 0$ qui implique que la fonction de demande est une fonction décroissante du CG_{ij} . Dès lors que le trafic de référence T_{ij}^0 , le coût généralisé de déplacement associé au trafic de référence CG_{ij}^0 , ainsi que la capacité maximale de chaque OD notée T_{ij}^{\max} sont connues²⁵, la sensibilité de la demande α_{ij} se dé-

25. Ces différents éléments sont généralement connus grâce à la définition de la situation de référence. De plus, les modèles de trafic peuvent donner les fonctions de demande directement.

termine à partir de la relation suivante :

$$\alpha_{ij} = -\frac{T_{ij}^0 - T_{ij}^{\max}}{CG_{ij}^0} \quad (29)$$

D'après l'expression générale de la fonction de demande définie par l'équation (28), nous pouvons en déduire les fonctions de demande de référence pour chaque OD. Au préalable, il est nécessaire d'identifier les coûts que subissent les usagers sur chaque OD, ici le prix, le temps de transport et la fiabilité. Sur AB, les usagers subissent le temps de transport μ_{ab}^0 et le manque de fiabilité du temps de transport σ_{ab}^0 puisque ce tronçon n'est pas fiable par définition. Sur AC, les usagers supportent également le temps de transport μ_{ac}^0 et le manque de fiabilité $\sigma_{ac}^0 = \sigma_{ab}^0$ puisque ces usagers empruntent le tronçon AB non fiable. Finalement, sur BC, les usagers ont le temps de transport μ_{bc}^0 et également le manque de fiabilité. En effet, même si ces derniers ne sont pas utilisateurs directs du tronçon AB, ils en subissent néanmoins les conséquences négatives. Un manque de fiabilité sur la portion amont d'un réseau induit un manque de fiabilité sur la portion aval. Les usagers BC qui sont en aval sont obligés d'attendre que le train arrive pour partir. Ainsi, ils auront eu le même retard que les usagers utilisant la portion amont du réseau²⁶. Par conséquent, les usagers sur BC ont également le coût du manque de fiabilité du temps de transport du tronçon AB, il faut donc intégrer σ_{ab}^0 lors de la détermination de leur CG .

Pour chaque OD, il vient donc les fonctions de demande de référence suivantes :

$$T_{ab} = T_{ab}^{\max} - \alpha_{ab} (p_{ab} + VTTS_{ab} \times \mu_{ab}^0 + VOR_{ab} \times \sigma_{ab}^0) \quad (30)$$

$$T_{ac} = T_{ac}^{\max} - \alpha_{ac} (p_{ac} + VTTS_{ac} \times \mu_{ac}^0 + VOR_{ac} \times \sigma_{ab}^0) \quad (31)$$

$$T_{bc} = T_{bc}^{\max} - \alpha_{bc} (p_{bc} + VTTS_{bc} \times \mu_{bc}^0 + VOR_{bc} \times \sigma_{ab}^0) \quad (32)$$

26. Dans ce cas, ces usagers ont même une double peine. Ils subissent le retard directement lié au manque de fiabilité et ils ont également un coût d'attente. Néanmoins, nous négligeons ce coût d'attente ce qui implique une sous-estimation des coûts que subissent les usagers de cette dernière portion du réseau.

Ce sont ces fonctions de demande qui définissent le trafic suite à une variation de CG_{ij} lors de l'analyse des projets d'investissement.

Graphiquement, la situation de référence correspond à la représentation des fonctions de demande sur chaque OD du réseau. La figure 3.5 présente la situation de référence, c'est à partir de celle-ci que les projets d'investissement sont comparés.

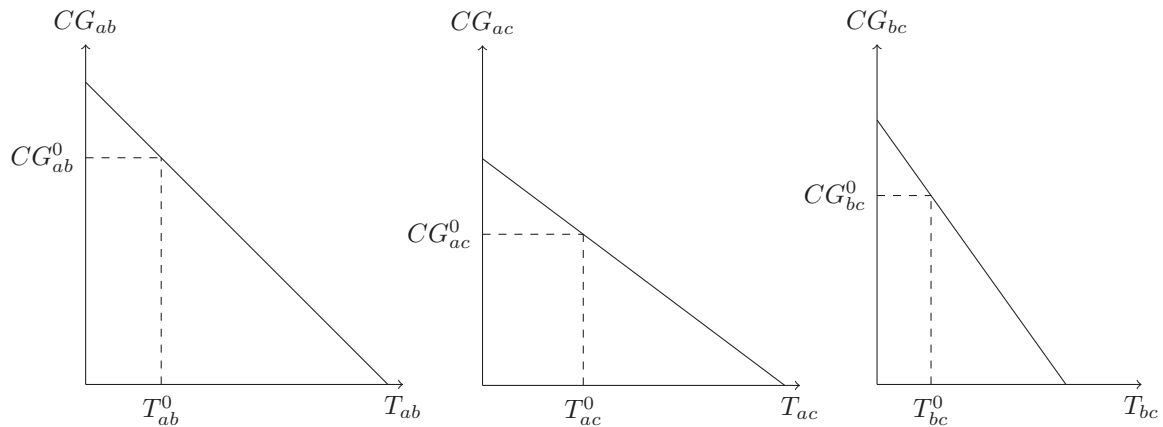


Figure 3.5 – Fonctions de demande de référence pour chaque OD du réseau

La figure 3.5 représente les fonctions de demande définies par les équations (30), (31) et (32) en indiquant le coût généralisé de déplacement de référence (CG_{ij}^0) et le trafic de référence (T_{ij}^0) sur chaque OD du réseau. Volontairement, nous définissons arbitrairement des pentes différentes pour chaque OD, ainsi qu'un CG_{ij} différent. En effet, rien ne garantit que les coûts et les fonctions de demande aient toutes les mêmes formes sur chaque OD.

Il n'est pas nécessaire de déterminer le surplus des usagers dans cette situation de référence puisqu'il présente peu d'intérêt pour la suite. Graphiquement, le surplus des usagers sur chaque OD correspond à l'aire du triangle situé au dessus du niveau de CG_{ij}^0 .

À ce stade, nous connaissons avec précision la situation de référence. Cette dernière est très importante puisque c'est à partir de celle-ci que les projets d'investissement envisagés s'analysent. Chaque projet va modifier le CG , le trafic

sera différent, puisque la variation du CG implique un déplacement le long des fonctions de demande déterminant le trafic.

4.2 Présentation des projets d'investissement

Afin d'améliorer la mobilité des individus, les pouvoirs publics décident de mettre à l'étude deux projets d'investissement en infrastructure de transport sur le tronçon AB. Le premier est le projet "gain de temps" qui vise à réduire le temps de transport (moyen) sur le tronçon AB. Le second est le projet "gain de fiabilité" qui lui vise à améliorer la fiabilité du temps de transport sur le même tronçon AB. Nous présentons successivement ces deux projets afin de déterminer la variation du surplus des usagers par rapport à la situation de référence.

4.2.1 Projet "gain de temps"

Le projet "gain de temps" a pour objectif de réduire le temps de transport (moyen) sur le tronçon AB situé en amont du réseau. Ainsi, le temps de transport sur ce tronçon passe de μ_{ab}^0 à μ_{ab}^1 avec $\mu_{ab}^0 > \mu_{ab}^1$. Cette réduction du temps de transport implique une variation du CG de l'ensemble des usagers empruntant ce tronçon. Ce sont les individus se déplaçant de A vers B, ainsi que les usagers empruntant l'intégralité du réseau de A vers C. De plus, grâce aux fonctions de demande déterminées dans la situation de référence, la baisse du CG implique une augmentation du trafic sur ces deux OD. Le trafic sur une OD ij suite à la réduction du temps de transport augmente de la quantité suivante :

$$\frac{\partial T_{ij}}{\partial \mu_{ij}} = -\alpha_{ij} V T T S_{ij} d\mu_{ij} \quad (33)$$

Pour une réduction marginale du temps de transport moyen, le trafic augmente de $\alpha_{ij} V T T S_{ij}$ usagers. Le trafic suite au projet "gain de temps" se définit à partir de l'équation (33), nous utilisons l'exposant T pour faire référence explicitement

au projet "gain de temps" et 1 pour marquer que c'est la situation avec la réalisation de l'investissement, il vient alors :

$$T_{ij}^{1T} = T_{ij}^0 + \alpha_{ij} VTT S_{ij} (\mu_{ij}^0 - \mu_{ij}^1) \quad (34)$$

avec T_{ij}^0 , le trafic de référence.

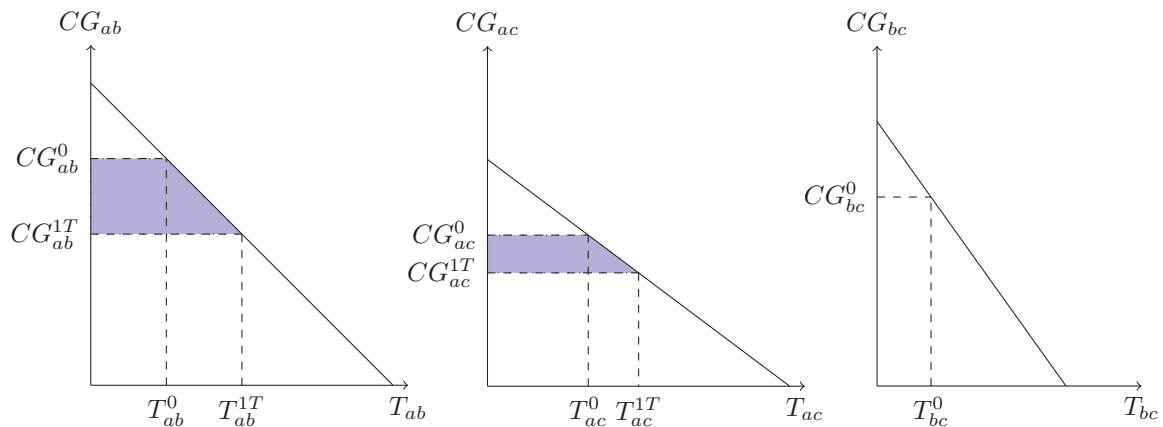


Figure 3.6 – Fonctions de demande de référence pour chaque OD du réseau avec le projet "gain de temps"

Au regard de la figure 3.6, nous observons que la réalisation du projet "gain de temps" réduit le CG entre AB et AC, ce qui induit une augmentation du trafic au niveau T_{ab}^{1T} et T_{ac}^{1T} respectivement. En revanche, le trafic sur BC n'est pas modifié puisque les usagers de cette OD ne sont pas concernés par la réduction du temps de transport sur le tronçon AB. L'aire en bleue sur la figure 3.6 correspond à la variation du surplus des usagers entre la situation de référence et la mise en place du projet "gain de temps".

En appliquant l'approximation du surplus par la règle de la moitié pour ce projet, sur chaque OD du réseau, la variation du surplus des usagers prend les

formes suivantes :

$$\Delta S_{ab}^T = \frac{1}{2} (T_{ab}^{1T} + T_{ab}^0) [VTT S_{ab} (\mu_{ab}^0 - \mu_{ab}^1)] \quad (35)$$

$$\Delta S_{ac}^T = \frac{1}{2} (T_{ac}^{1T} + T_{ac}^0) [VTT S_{ac} (\mu_{ac}^0 - \mu_{ac}^1)] \quad (36)$$

$$\Delta S_{bc}^T = 0 \quad (37)$$

Par conséquent, si ce projet "gain de temps" est mis en place, la variation du surplus de l'ensemble des usagers est la somme des variations du surplus définies par les équations (35), (36) et (37). Il vient :

$$\Delta S^T = \Delta S_{ab}^T + \Delta S_{ac}^T + \Delta S_{bc}^T \quad (38)$$

Posons $(\mu_{ab}^0 - \mu_{ab}^1) = (\mu_{ac}^0 - \mu_{ac}^1) = n > 0$ afin de simplifier les écritures qui suivent. Nous posons cette égalité puisque la modification du temps de transport intervient uniquement sur AB. Rappelons que le temps de transport sur AC s'écrit comme suit : $\mu_{ac} = \mu_{ab} + \mu_{bc}$, par conséquent une modification de μ_{ab} d'une quantité n va réduire le temps de transport sur AC de cette même quantité n .

En substituant les équations (35), (36) et (37) dans l'équation (38), pour la variation du surplus des usagers suite à une amélioration du temps de transport, nous obtenons la forme analytique suivante :

$$\Delta S^T = \frac{1}{2} \{ (T_{ab}^{1T} + T_{ab}^0) (VTT S_{ab} \times n) + (T_{ac}^{1T} + T_{ac}^0) (VTT S_{ac} \times n) \} \quad (39)$$

Finalement, en remplaçant le trafic T_{ij}^{1T} par la forme analytique déterminée par l'équation (34), nous obtenons la variation du surplus des usagers pour le projet "gain de temps" suivant :

$$\Delta S^T = \frac{1}{2} \{ (2T_{ab}^0 + \alpha_{ab} \times VTT S_{ab} \times n) (VTT S_{ab} \times n) + (2T_{ac}^0 + \alpha_{ac} \times VTT S_{ac} \times n) (VTT S_{ac} \times n) \} \quad (40)$$

Cette dernière expression du surplus va nous permettre de comparer le projet "gain de temps" au projet "gain de fiabilité".

4.2.2 Projet "gain de fiabilité"

Le projet "gain de fiabilité" a pour objectif l'amélioration de la fiabilité du temps de transport sur le tronçon AB, mais contrairement au projet "gain de temps", il n'a aucun impact sur le temps de transport moyen. D'après la définition de la distribution du temps de transport sur AB, une amélioration de la fiabilité implique une réduction de l'écart-type du temps de transport. Le projet "gain de fiabilité" réduit l'écart-type sur le tronçon AB, celui-ci passant de σ_{ab}^0 à σ_{ab}^1 avec $\sigma_{ab}^0 > \sigma_{ab}^1$. Dans une situation idéale, le manque de fiabilité sur ce tronçon serait totalement éliminé, ce qui se traduirait par un écart-type nul sur AB.

Comme pour le projet précédent, cette diminution de l'écart-type implique une diminution du coût généralisé de déplacement de CG_{ij}^0 vers CG_{ij}^1 . Dans ce cas, la diminution du CG se répercute sur l'ensemble du réseau et donc sur l'ensemble des usagers. Suite à la diminution du CG induit par l'amélioration de la fiabilité du temps de transport, Le trafic sur chaque OD augmente de la quantité suivante :

$$\frac{\partial T_{ij}}{\partial \sigma_{ij}} = -\alpha_{ij} VOR_{ij} d\sigma_{ij} \quad (41)$$

Pour une réduction marginale de l'écart-type du temps de transport, ce qui correspond à une amélioration de la fiabilité, le trafic augmente de $\alpha_{ij} VOR_{ij}$ usagers. Le trafic suite à la réalisation du projet "gain de fiabilité" se définit à partir de l'équation (41) ci-dessus. Nous utilisons l'exposant F pour faire référence explicitement au projet "gain de fiabilité" et, comme précédemment, le 1 caractérise la situation après réalisation de l'investissement. Il vient alors :

$$T_{ij}^{1F} = T_{ij}^0 + \alpha_{ij} VOR_{ij} (\sigma_{ij}^0 - \sigma_{ij}^1) \quad (42)$$

avec T_{ij}^0 , le trafic initial correspondant à la situation de référence pour chaque OD.

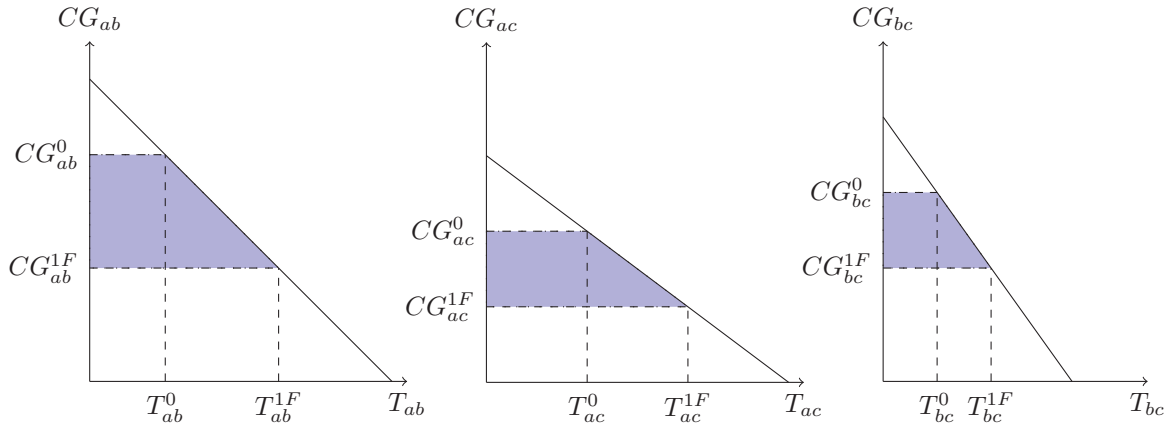


Figure 3.7 – Fonctions de demande de référence pour chaque OD du réseau avec le projet "gain de fiabilité"

Au regard de la figure 3.7, nous observons que la réalisation du projet "gain de fiabilité" réduit le coût généralisé de déplacement sur l'ensemble du réseau, ce qui induit une augmentation du trafic. L'aire en bleue sur la figure 3.7 correspond à la variation du surplus des usagers entre la situation de référence et la mise en place du projet "gain de fiabilité".

Afin de déterminer la variation du surplus des usagers, nous procédons au même développement que celui mobilisé pour le projet "gain de temps". Ainsi, en appliquant l'approximation du surplus par la règle de la moitié, sur chaque OD, la variation du surplus des usagers prend la forme suivante :

$$\Delta S_{ab}^F = \frac{1}{2} (T_{ab}^{1F} + T_{ab}^0) [VOR_{ab} (\sigma_{ab}^0 - \sigma_{ab}^1)] \quad (43)$$

$$\Delta S_{ac}^F = \frac{1}{2} (T_{ac}^{1F} + T_{ac}^0) [VOR_{ac} (\sigma_{ac}^0 - \sigma_{ac}^1)] \quad (44)$$

$$\Delta S_{bc}^F = \frac{1}{2} (T_{bc}^{1F} + T_{bc}^0) [VOR_{bc} (\sigma_{bc}^0 - \sigma_{bc}^1)] \quad (45)$$

Par conséquent, si le projet "gain de fiabilité" est réalisé, alors la variation du surplus de l'ensemble des usagers est la somme des variations du surplus définies

par les équations (43), (44) et (45) :

$$\Delta S^F = \Delta S_{ab}^F + \Delta S_{ac}^F + \Delta S_{bc}^F \quad (46)$$

Pour simplifier les écritures, nous posons $(\sigma_{ab}^0 - \sigma_{ab}^1) = m > 0$ ce qui correspond au gain de fiabilité que les usagers vont obtenir si ce projet est réalisé.

En substituant les équations (43), (44) et (45) dans l'équation (46), pour la variation du surplus des usagers suite à une amélioration de la fiabilité du temps de transport, nous obtenons la forme analytique suivante :

$$\Delta S^F = \frac{1}{2} \{ (T_{ab}^{1F} + T_{ab}^0) (VOR_{ab} \times m) + (T_{ac}^{1F} + T_{ac}^0) (VOR_{ac} \times m) + (T_{bc}^{1F} + T_{bc}^0) (VOR_{bc} \times m) \} \quad (47)$$

Finalement, en remplaçant le trafic T_{ij}^{1F} par la forme analytique déterminée par l'équation (42), nous obtenons la variation du surplus des usagers pour le projet "gain de fiabilité" suivant :

$$\Delta S^F = \frac{1}{2} \{ (2T_{ab}^0 + \alpha_{ab} \times VOR_{ab} \times m) (VOR_{ab} \times m) + (2T_{ac}^0 + \alpha_{ac} \times VOR_{ac} \times m) (VOR_{ac} \times m) + (2T_{bc}^0 + \alpha_{bc} \times VOR_{bc} \times m) (VOR_{bc} \times m) \} \quad (48)$$

À ce stade, pour l'ensemble des usagers, nous connaissons les variations de surplus engendrées par la mise en place de chaque projet d'investissement (i.e. projet "gain de temps" et "gain de fiabilité") sur le tronçon AB du réseau.

4.3 Comparaison des projets d'investissement en termes de surplus des usagers

Afin que les pouvoirs publics puissent choisir entre les deux projets d'investissement, nous comparons les variations de surplus des usagers pour les pro-

jets "gain de temps" et "gain de fiabilité". Plus exactement, nous cherchons sous quelles conditions le projet "gain de fiabilité" est jugé plus rentable collectivement que le projet "gain de temps" sous l'hypothèse implicite que les deux projets ont le même coût d'investissement. Cela implique la relation suivante :

$$\Delta S^F > \Delta S^T \quad (49)$$

La variation du surplus des usagers suite à la réalisation du projet "gain de fiabilité" (ΔS^F) doit être supérieure à celle induite par la réalisation du projet "gain de temps" (ΔS^T).

À partir des expressions analytiques de la variation du surplus pour le projet "gain de temps" défini par l'équation (40) et celle du projet "gain de fiabilité" défini par l'équation (48), nous isolons le trafic de référence sur BC :

$$T_{bc}^0 > T_{ab}^0 \frac{VTT S_{ab} \times n - VOR_{ab} \times m}{VOR_{bc} \times m} + T_{ac}^0 \frac{VTT S_{ac} \times n - VOR_{ac} \times m}{VOR_{bc} \times m} + \frac{1}{2} \left\{ \alpha_{ab} \frac{(VTT S_{ab} n)^2 - (VOR_{ab} m)^2}{VOR_{bc} m} + \alpha_{ac} \frac{(VTT S_{ac} n)^2 - (VOR_{ac} m)^2}{VOR_{bc} m} \right\} - \frac{1}{2} \times \alpha_{bc} \times VOR_{bc} \times m \quad (50)$$

L'équation (50) nous indique que le trafic de référence sur BC doit être supérieur à la somme de trois termes. Le premier implique le trafic existant sur les autres OD du réseau. Le deuxième est lié aux nouveaux trafics sur les autres OD du réseau (i.e. AB et AC). Et, le dernier terme intègre le nouveau trafic sur BC.

L'intérêt de la relation définie par l'équation (50) ne réside pas dans sa vérification, mais dans l'analyse des interactions entre les différentes variables afin d'établir des recommandations pour aider les analystes et les preneurs de décision à arbitrer entre les projets d'investissement à analyser en priorité et ceux à abandonner avant d'établir une analyse socioéconomique plus approfondie.

Supposons que les $VTTs$ et les VOR sur chaque OD aient la même valeur. L'équation (50) s'écrit comme suit :

$$T_{bc}^0 > \left(\frac{VTTs \times n}{VOR \times m} - 1 \right) (T_{ab}^0 + T_{ac}^0) + \frac{1}{2} \left[\frac{(VTTs \times n)^2 - (VOR \times m)^2}{(VOR \times m)} \times (\alpha_{ab} + \alpha_{ac}) \right] - \frac{1}{2} \alpha_{bc} \times VOR \times m \quad (51)$$

Nous étudions l'équation (51) en fonction de la valeur que peut prendre la relation suivante : $\left(\frac{VTTs \times n}{VOR \times m} - 1 \right)$.

Si $\left(\frac{VTTs \times n}{VOR \times m} - 1 \right) < 0$ alors $\frac{VOR}{VTTs} > \frac{n}{m} \Leftrightarrow RR > \frac{n}{m}$, ce qui implique que le projet "gain de fiabilité" est plus rentable que le projet "gain de temps". Si le RR est supérieur au rapport des gains de temps sur les gains de fiabilité, alors les gains monétaires de la fiabilité sont supérieurs aux gains monétaires du temps de transport. Pour des variations identiques du temps et de la fiabilité (i.e. $n = m$), cela se traduit par une disposition à payer pour améliorer la fiabilité supérieure à la disposition à payer pour réduire le temps de transport, ainsi $VOR > VTTs$ et $RR > 1$. Lorsque cette condition est vérifiée, les trafics existants sur les OD ainsi que les sensibilités de la demande aux variations du CG n'impactent pas le fait que le projet "gain de fiabilité" sera toujours plus rentable collectivement que le projet "gain de temps". Dans ce cas, il n'est pas nécessaire d'avoir un effet de diffusion des gains de fiabilité puisque les individus accordent une valeur monétaire plus importante à l'amélioration de la fiabilité comparée à celle accordée aux réductions du temps de transport. Ainsi, à l'issue de la définition de la situation de référence, si la VOR est supérieure à la $VTTs$, il est préférable de privilégier les projets améliorant la fiabilité du temps de transport.

Si $\left(\frac{VTTs \times n}{VOR \times m} - 1 \right) > 1$ alors $\frac{VOR}{VTTs} < \frac{1}{2} \frac{n}{m} \Leftrightarrow RR < \frac{1}{2} \frac{n}{m}$, alors le projet "gain de fiabilité" est rentable lorsque le nombre d'usagers bénéficiant uniquement des gains de fiabilité (i.e. le trafic sur BC) est plus que proportionnel aux bénéficiaires des deux projets (i.e. trafic sur AB et AC). En effet, pour des variations identiques du

temps et de la fiabilité, les usagers existants valorisent les gains de temps comme au minimum, le double des gains de fiabilité. Ainsi, au regard des usagers existants, il faut (au moins) que le trafic sur BC soit égal au double de la somme du trafic sur AB et AC puisque le RR est inférieur à 0,5. D'après les valeurs de référence du RR du tableau 3.1 (section 3 de ce chapitre, p. 208), cette situation est relativement rare. Seul les Pays-Bas considère un RR de 0,4 pour les déplacements pendulaires pour les modes routiers et collectifs. Lorsque le RR est inférieur à 0,5, cela amène à privilégier les projets "gain de temps" par rapport aux projets "gain de fiabilité". D'autant plus que le nombre de nouveaux usagers sur les OD bénéficiant des deux projets a une forte probabilité d'être supérieure au nombre de nouveaux usagers bénéficiant uniquement des gains de fiabilité. Pour que les nouveaux usagers sur BC compensent les gains obtenus par les nouveaux usagers sur AB et AC, il faut $\frac{\alpha_{bc}}{(\alpha_{ab} + \alpha_{ac})} > \left[\frac{(VTT \times n)^2}{(VOR \times m)^2} - 1 \right]$. Pour des variations identiques du temps et de la fiabilité, cela revient à écrire $\frac{\alpha_{bc}}{(\alpha_{ab} + \alpha_{ac})} > \left\{ \left(\frac{1}{RR} \right)^2 - 1 \right\}$. Le rapport des sensibilités de la demande doit être supérieur à $\left\{ \left(\frac{1}{RR} \right)^2 - 1 \right\}$. Nous savons que dans ce cas, le RR est inférieur à 0,5, alors le rapport des sensibilités doit être compris entre 3 et $+\infty$ quand le RR est compris entre 0 et 0,5 ce qui implique qu'au minimum $\alpha_{bc} > 3 (\alpha_{ab} + \alpha_{ac})$. Ainsi, pour que les nouveaux usagers sur BC compensent strictement les nouveaux usagers sur AB et AC, il est nécessaire que la sensibilité de la demande sur BC soit très grande ($\alpha_{bc} \rightarrow \infty$) tandis que les sensibilités de la demande sur AB et AC doivent être très faibles ($(\alpha_{ab} + \alpha_{ac}) \rightarrow 0$).

Cependant, il est toujours possible que le projet "gain de fiabilité" soit plus rentable que le projet "gain de temps" si l'écart entre les gains de fiabilité et les gains de temps est important tel que $m > 2n$. Autrement dit que pour une minute de réduction du temps de transport, il soit prévu au moins deux minutes (d'écart-type) d'amélioration de la fiabilité du temps de transport.

Finalement, lorsque le RR est inférieur à 0,5, il faut être particulièrement vigilant sur les niveaux de trafics des bénéficiaires de chaque projet puisqu'il est

plus difficile d'obtenir une rentabilité supérieure d'un projet "gain de fiabilité" comparée à un projet "gain de temps" pour un coût d'investissement identique. L'effet de diffusion des gains de fiabilité est fragilisé à cause de la forte valorisation par les individus des gains de temps de transport. En s'appuyant sur le rapport Mobilité 21 (2013), certains projets visant l'amélioration de la fiabilité sur les nœuds ferroviaires pourraient, tout de même, être rentable même avec une $VTTs$ deux fois supérieures à la VOR . En effet, les nœuds ferroviaires de Paris ou de Lyon, par exemple, sont des grands catalyseurs de trafic où les difficultés liées à la fiabilité du temps de transport peuvent impacter une grande partie du réseau français voire européen. Par conséquent, une amélioration de la fiabilité du temps de transport voit un nombre de bénéficiaires bien plus important que la simple réduction du temps de transport.

Finalement, il reste un dernier cas à étudier. Si $0 < \left(\frac{VTTs \times n}{VOR \times m} - 1\right) < 1$ alors $\frac{1}{2} \frac{n}{m} < \frac{VOR}{VTTs} < \frac{n}{m} \Leftrightarrow \frac{1}{2} \frac{n}{m} < RR < \frac{n}{m}$, alors le projet "gain de fiabilité" est rentable lorsque le nombre d'utilisateurs bénéficiant uniquement des gains de fiabilité (i.e. le trafic sur BC) est moins que proportionnel aux bénéficiaires des deux projets (i.e. trafic sur AB et AC). En effet, pour des variations identiques du temps et de la fiabilité, les usagers existants valorisent les gains de temps plus fortement que les gains de fiabilité, mais la $VTTs$ est toujours inférieure au double de la VOR . Ce dernier cas est certainement le plus intéressant et le plus probable puisque le RR est compris entre 0,5 et 1. D'après le tableau des valeurs de référence du RR ²⁷, la plupart des pays ont retenu des RR de référence dans cet intervalle. Pour le trafic existant, les usagers bénéficiant uniquement des gains de fiabilité doit être au moins $\left(\frac{1}{RR} - 1\right)$ fois le trafic de référence des bénéficiaires des deux projets.

Ensuite, pour les nouveaux usagers, le nouveau trafic sur BC compense le nouveau trafic sur AB et BC si $\frac{\alpha_{bc}}{\alpha_{ab} + \alpha_{ac}} > \left[\frac{(VTTs \times n)^2}{(VOR \times m)^2} - 1\right]$. Comme RR est compris entre 0,5 et 1, cela revient à avoir le rapport des sensibilités de la demande com-

27. Voir tableau 3.1 qui se trouve en section 3 de ce chapitre, p. 208.

pris entre 0 et 3. Comparativement à la situation précédente, celle-ci est beaucoup moins contraignante.

Lorsque RR est compris entre 0,5 et 1, les projets d'investissement doivent être analysés avec une grande attention puisque de faibles variations des gains de fiabilité et/ou de temps peuvent inverser la relation entre les projets les plus rentables. Ils vont correspondre à des nœuds du réseau captant un grand nombre d'utilisateurs, sans pour autant avoir besoin d'être aussi important que le trafic nécessaire des projets où la $VTTs$ est le double de la VOR afin que le projet "gain de fiabilité" soit plus rentable que le projet "gain de temps".

Finalement, l'intérêt de la relation définie par l'équation (51) réside dans l'obtention d'informations préalables à la réalisation d'une analyse socioéconomique de projets d'investissement en infrastructure de transport. Dès lors que la situation de référence est établie, il est possible d'écarter certains projets d'investissement ou d'en privilégier d'autres, seulement au regard des $VTTs$, VOR et des gains de temps et de fiabilité prévus. Nous exprimons les recommandations en utilisant la notion de RR qui semble, pour l'instant, trouver un certain consensus au sein de la communauté scientifique et des ministères des Transports. Nous pouvons les résumer de la manière suivante :

- Si $RR > 1$ alors les projets "gains de fiabilité" sont à privilégier.
- Si $0 < RR < 0,5$, alors les projets "gains de temps" sont à privilégier.
- Si $0,5 < RR < 1$, alors il faut vérifier que le trafic de référence des bénéficiaires des gains de fiabilité soit supérieur à $\frac{1}{RR} - 1$, ainsi que le rapport des sensibilités de la demande des bénéficiaires des gains de fiabilité sur celles des bénéficiaires des gains de temps et fiabilité soit supérieur à $(\frac{1}{RR})^2 - 1$.

5 Évaluation du surplus des usagers en pratique

Cette section propose une simulation numérique qui montre l'impact de la fiabilité sur le surplus des usagers, et illustre les recommandations émises à l'issue

de la section précédente. Nous calibrons notre simulation numérique d'après les résultats économétriques de l'approche moyenne-variance et de notre approche intégrant la préférence à l'égard de la fiabilité du temps de transport. La première approche détermine la *VTT*S et la *VOR* comme des taux marginaux de substitution, ce qui donne une valeur unique pour l'ensemble des individus du réseau de transport (i.e. pour toutes les OD du réseau). La seconde approche et les formules analytiques déduites de celle-ci concernant la *VTT*S et la *VOR* nécessitent de calculer ces deux éléments pour chaque OD du réseau de transport puisqu'elles dépendent, notamment, du temps de transport. Avec cette seconde approche, la *VOR* indique la disposition à payer maximale pour éliminer totalement le manque de fiabilité du temps de transport. Or, les projets d'investissement améliorant la fiabilité ne peuvent pas fiabiliser totalement le temps de transport, le risque zéro n'existe pas. Il est plus probable qu'ils l'améliorent en diminuant l'écart-type du temps de transport. Ainsi, avant de développer les simulations numériques, nous proposons deux méthodes pour convertir la *VOR* lorsque la fiabilité est améliorée sans être totale.

5.1 Conversion de la *VOR* : deux méthodes

D'après notre approche développée dans le chapitre 2 de cette thèse, la *VOR* se définit comme la disposition à payer pour éliminer l'intégralité du manque de fiabilité du temps de transport qui garantit le temps de transport moyen. Cependant, rien ne garantit que les projets d'investissement fiabilisent totalement le réseau. Il y a de plus fortes chances que les projets améliorent la fiabilité, ce qui implique une baisse de l'écart-type du temps de transport, mais pas nécessairement un écart-type nul. C'est pour cette raison qu'il faut pouvoir convertir la *VOR* pour des réductions de l'écart-type. Nous proposons deux méthodes de conversion de la *VOR* illustrées avec un exemple.

Considérons la situation de référence décrite par la loterie du temps de transport \tilde{t}_0 (figure 3.8) et la situation après projet notée \tilde{t}_1 (figure 3.9).

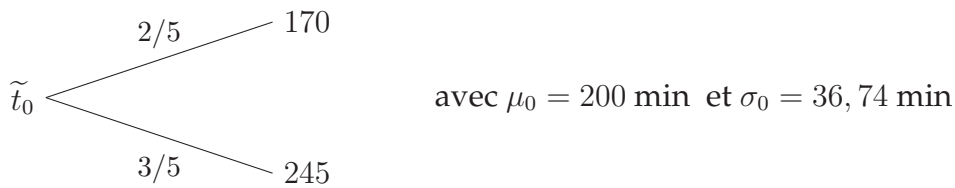


Figure 3.8 – Situation de référence

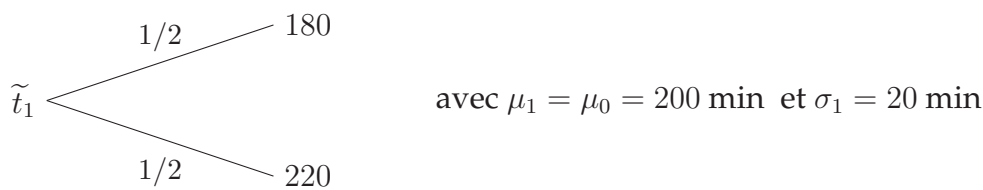


Figure 3.9 – Situation après projet

Le passage de la situation de référence à la situation après projet entraîne une amélioration de la fiabilité de 16,74 minutes d'écart-type, tout en conservant le temps de transport moyen à 200 minutes. Nous cherchons avec la *VOR* exprimée comme une prime de risque, la réduction du *CG* engendrée par la baisse de l'écart-type du temps de transport.

La première méthode propose de déterminer la baisse du *CG* comme étant la différence entre la *VOR* associée à la loterie \tilde{t}_0 et celle associée à la loterie \tilde{t}_1 :

$$VOR_0 - VOR_1 \quad (52)$$

En s'appuyant sur les résultats du chapitre 2, nous avons déterminé que $VOR_0 = 5,28 \text{ €}$, tandis que $VOR_1 = 1,53 \text{ €}$. Ainsi, il vient qu'une amélioration de la fiabilité du temps de transport de 16,54 minutes d'écart-type engendre une baisse du *CG* pour un individu de 3,75 € dans cette situation.

Cette méthode est simple à calculer mais elle comporte un inconvénient. Il ne faut pas omettre de réduire le coût généralisé du montant de la différence des VOR entre les deux situations.

La seconde méthode proposée s'appuie, quant à elle, sur la VOR déterminée lors de la situation de référence. Examinons la même situation de référence que précédemment. D'après les résultats économétriques du chapitre 2, pour cette situation, la VOR_0 vaut 5,28 € pour éliminer la totalité du manque de fiabilité du temps de transport, ici un écart-type de 36,74 minutes²⁸. Nous proposons de diviser la VOR par l'écart-type afin de déterminer le coût d'une minute d'écart-type de temps de transport pour ce projet. Il vient :

$$VOR \approx \frac{VOR_i}{\sigma_i} \approx \frac{5,28}{36,74} = 0,144 \text{ € par minute d'écart-type} \quad (53)$$

Avec cette seconde méthode de conversion, il est possible de déterminer la valeur pour n'importe quelle réduction de l'écart-type à partir d'une situation de référence. Pour une diminution de l'écart-type de 16,74 minutes, le coût associé est de 2,41 €. L'avantage indéniable de cette méthode est qu'il va être possible de déterminer la fonction de demande pour la situation de référence et ne plus la modifier ensuite puisque nous approximons le coût pour une minute d'écart-type de temps de transport.

Nous préférons la seconde méthode de conversion par rapport à la première présentée qui fait intervenir les différences de VOR . Elle nous semble plus facile-

28. D'après les développements du chapitre 2 de cette thèse, avec une spécification de la fonction d'utilité de type *Box-Cox*, la VOR se détermine à partir de la forme analytique suivante :

$$VOR_i = \frac{\alpha}{\lambda(1+\gamma)} \left[E\hat{v}_i^{1+\gamma} - \mu_i^{1+\gamma} \right]$$

avec α , λ et γ , les paramètres estimés. Ils caractérisent respectivement, le coût du transport, l'utilité marginale (constante) du coût du transport et la préférence pour la fiabilité. Pour plus de détails, se référer au chapitre 2, section 4 pour les développements du modèle et à la section 5 pour les résultats empiriques.

ment implémentable et surtout, elle est moins source d'erreur puisqu'il n'est pas nécessaire de modifier la VOR en cours d'analyse.

5.2 Simulations numériques

Les simulations nécessitent de spécifier la situation de référence et les projets d'investissement à analyser (i.e. projet "gain de temps" et "gain de fiabilité"). Tout d'abord, nous présentons ces éléments en conservant le même cadre d'analyse que dans la section précédente. Ensuite, nous calculons le surplus des usagers pour chaque projet en appliquant les valeurs de la $VTTs$ et de la VOR déduites de l'approche moyenne-variance et celles déduites de l'approche intégrant la préférence à l'égard de la fiabilité du temps de transport.

5.2.1 Spécifications numériques de la situation de référence et des projets d'investissement

Nous nous plaçons dans le même cadre d'analyse que dans la section précédente, c'est-à-dire que nous considérons un réseau de transport linéaire de type ferroviaire avec trois nœuds et deux tronçons (Figure 3.10). Nous supposons que la capacité maximale T_{ij}^{\max} et le trafic de référence T_{ij}^0 sont identiques pour chaque OD de ce réseau, respectivement de 1 000 et 500 usagers. Les T_{ij}^{\max} et T_{ij}^0 sont nécessaires pour définir les fonctions de demande sur chaque OD.

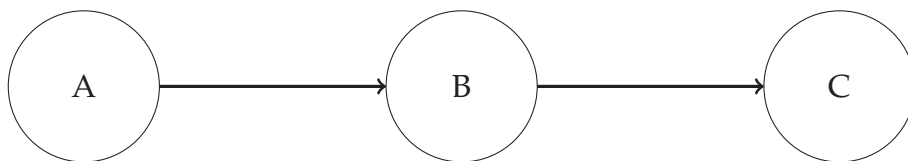


Figure 3.10 – Réseau de transport simplifié de type ferroviaire

Par hypothèse, le temps de transport entre A et B n'est pas fiable. Nous supposons que ce temps de transport est une distribution binaire de moyenne $\mu_{ab} = 180$ minutes et d'écart-type $\sigma_{ab} = 60$ minutes.

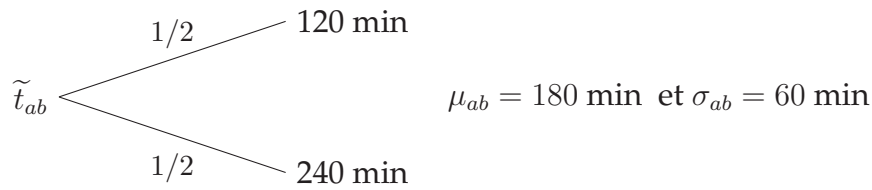


Figure 3.11 – Loterie du temps de transport aléatoire \tilde{t}_{ab}

En revanche, le temps de transport entre B et C est totalement fiable. Il faut 160 minutes pour effectuer le trajet ($t_{bc} = \mu_{bc} = 160$). Les usagers réalisant le trajet entre B et C vont toujours mettre 160 minutes. Cependant, ils subissent le manque de fiabilité existant en AB puisqu'ils ne peuvent commencer leur déplacement tant que le train reliant A et B n'est pas arrivé. Par conséquent, dans la situation initiale, pour ces usagers, il faut également prendre en considération le manque de fiabilité $\sigma_{ab} = 60$ minutes.

Finalement, le temps de transport entre A et C est la somme des temps de transport entre AB et BC. Il vient la distribution binaire de moyenne $\mu_{ac} = 340$ minutes et d'écart-type $\sigma_{ac} = \sigma_{ab} = 60$ minutes.

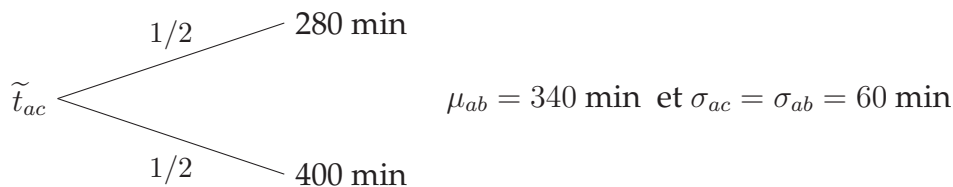


Figure 3.12 – Loterie du temps de transport aléatoire \tilde{t}_{ac}

Maintenant, nous présentons les deux projets d'investissement envisagés par les pouvoirs publics sur le tronçon AB de ce réseau, le projet "gain de temps" et le projet "gain de fiabilité".

Le projet "gain de temps" noté par l'exposant $1T$ vise à réduire le temps de transport moyen d'une heure sur le tronçon AB. Ce projet n'a aucune incidence sur la fiabilité du temps de transport du tronçon. Si ce projet est finalement réa-

lisé, les individus se déplaçant sur AB vont obtenir un temps de transport moyen μ_{ab}^{1T} de 120 minutes, mais ils conservent le même niveau d'écart-type, $\sigma_{ab} = 60$ minutes puisque la fiabilité n'est pas modifiée par ce projet d'investissement. Pour les usagers se déplaçant sur AC, leur temps de transport moyen est réduit également de 60 minutes, ils passent de $\mu_{ac}^0 = 340$ minutes à $\mu_{ac}^{1T} = 280$ minutes. Le manque de fiabilité est toujours le même également avec $\sigma_{ac} = \sigma_{ab} = 60$. Enfin, pour les usagers sur BC, ce projet ne change rien à leur situation de référence. Ils ne bénéficient d'aucun avantage lié à la réalisation du projet "gain de temps".

Le projet "gain de fiabilité", quant à lui, noté par l'exposant $1F$ a pour objectif d'améliorer la fiabilité du temps de transport en éliminant totalement l'écart-type du temps de transport sur le tronçon AB. Ainsi, pour l'ensemble des usagers du réseau, le manque de fiabilité caractérisé par $\sigma_{ab} = 60$ minutes va totalement disparaître puisque $\sigma_{ab}^{1F} = 0$ si ce projet est effectivement réalisé. Les usagers de l'ensemble du réseau ne vont plus supporter le coût du manque de fiabilité du temps de transport du tronçon AB. Le tableau 3.5 résume l'ensemble des hypothèses postulées.

5.2.2 Approche moyenne-variance

Afin de déterminer le surplus des usagers pour les deux projets d'investissement présentés précédemment, il nous manque une information essentielle, les dispositions à payer pour économiser du temps de transport (*VTTs*) et pour améliorer la fiabilité du temps de transport (*VOR*). Dans le cadre de l'approche moyenne-variance, la *VTTs* est le taux marginal de substitution entre le temps de transport et le coût monétaire du transport. La *VOR*, quant à elle, se définit comme le taux marginal de substitution entre la variabilité du temps de transport mesurée par l'écart-type ici et le coût monétaire du transport. D'après les résultats de nos estimations économétriques réalisées dans le chapitre 2 de cette thèse,

Tableau 3.5 – Récapitulatif des hypothèses sur les temps de transport et la fiabilité par OD

	AB	BC	AC
Situation de référence	$T_{ab}^{\max} = 1\ 000$	$T_{bc}^{\max} = 1\ 000$	$T_{ac}^{\max} = 1\ 000$
	$T_{ab}^0 = 500$	$T_{bc}^0 = 500$	$T_{ac}^0 = 500$
	$\mu_{ab}^0 = 180\ \text{min}$	$\mu_{bc}^0 = 160\ \text{min}$	$\mu_{ac}^0 = 340\ \text{min}$
	$\sigma_{ab}^0 = 60\ \text{min}$	$\sigma_{ab}^0 = 60\ \text{min}$	$\sigma_{ab}^0 = 60\ \text{min}$
Projet "gain de temps"	$\mu_{ab}^{1T} = 120\ \text{min}$	$\mu_{bc}^{1T} = 160\ \text{min}$	$\mu_{ac}^{1T} = 280\ \text{min}$
	$\sigma_{ab}^{1T} = 60\ \text{min}$	$\sigma_{ab}^{1T} = 60\ \text{min}$	$\sigma_{ab}^{1T} = 60\ \text{min}$
Projet "gain de fiabilité"	$\mu_{ab}^{1F} = 180\ \text{min}$	$\mu_{ac}^{1F} = 160\ \text{min}$	$\mu_{ac}^{1F} = 340\ \text{min}$
	$\sigma_{ab}^{1F} = 0\ \text{min}$	$\sigma_{ab}^{1F} = 0\ \text{min}$	$\sigma_{ab}^{1F} = 0\ \text{min}$

la $VTTs$ et la VOR prennent les valeurs suivantes :

$$VTTs = 0,576\ \text{€ par minute} \quad (54)$$

$$VOR = 0,366\ \text{€ par minute d'écart-type} \quad (55)$$

Avec cette approche, les dispositions à payer prennent la même valeur sur chaque OD du réseau. Nous en déduisons un RR égal à 0,635, ainsi nous sommes dans la situation où pour des variations identiques du temps et de la fiabilité dans les projets d'investissement, le projet "gain de fiabilité" peut être rentable par rapport au projet "gain de temps" si le trafic de référence des bénéficiaires uniquement des gains de fiabilité est moins que proportionnel au trafic de référence des bénéficiaires des deux projets. D'après les spécifications de notre situation de référence et des projets d'investissement, en omettant le nouveau trafic, nous savons que 500 individus bénéficient des gains de fiabilité, tandis que 1 000 individus bénéficient des deux projets. Par conséquent, d'après les résultats issus de l'effet de diffusion, le projet "gain de fiabilité" ne peut pas être plus rentable que le projet

"gain de temps", puisqu'il faudrait un trafic de référence de $(1/RR - 1) = 0,574$ fois le trafic de référence des bénéficiaires des deux projets, ici 574 individus sur BC dans la situation de référence. Cependant, puisque le RR est compris entre 0,5 et 1, nous savons que les sensibilités de la demande jouent un rôle important. Avant de décider d'abandonner le projet "gain de fiabilité", il faut s'intéresser aux fonctions de demande sur chaque OD.

À partir des valeurs monétaires du temps et de la fiabilité, nous déterminons le CG pour chaque OD du réseau pour un usager²⁹. Un usager qui se déplace de A à B a un CG de référence de 125,64 €, dont 80 % du coût est lié au temps de transport. Pour un usager se déplaçant de B à C, son CG de référence s'élève à 114,12 €. Enfin, un usager utilisant l'intégralité du réseau à un CG de référence de 217,80 €. Le tableau 3.6 résume l'ensemble des valeurs de référence appliquées à l'approche moyenne-variance.

Tableau 3.6 – Récapitulatif des conditions de référence pour l'approche moyenne-variance

	AB	BC	AC
μ_{ij}	180 min	160 min	340 min
σ_{ij}	60 min	60 min	60 min
$VTT S_{ij}$ (en € par minute)	0,576	0,576	0,576
VOR_{ij} (en € par minute d'écart-type)	0,366	0,366	0,366
CG_{ij}	125,64 €	114,12 €	217,80 €

29. Nous précisons que nous n'avons pas considéré de prix du titre de transport lors de la détermination du CG par OD. En effet, nous supposons que le prix reste constant après la réalisation du projet d'investissement.

Nous déterminons les fonctions de demande de référence par OD :

$$T_{ab} = 1000 - 3,98 \times (0,576 \times \mu_{ab} + 0,366 \times \sigma_{ab}) \quad (56)$$

$$T_{ac} = 1000 - 2,30 \times (0,576 \times \mu_{ac} + 0,366 \times \sigma_{ab}) \quad (57)$$

$$T_{bc} = 1000 - 4,38 \times (0,576 \times \mu_{bc} + 0,366 \times \sigma_{ab}) \quad (58)$$

Nous obtenons les sensibilités de la demande suivantes : $\alpha_{ab} = 3,98$, une diminution du CG d'un euro augmente le trafic de quatre usagers ; $\alpha_{ac} = 2,30$ et $\alpha_{bc} = 4,38$. Les usagers sur BC sont les plus sensibles aux variations du CG puisqu'à variation équivalente du CG , c'est sur cette OD que le trafic va le plus augmenter.

Nous vérifions l'inégalité sur le rapport des sensibilités de la demande :

$$\frac{\alpha_{bc}}{\alpha_{ab} + \alpha_{ac}} > \left(\frac{1}{RR} \right)^2 - 1 \Leftrightarrow 0,697 < 1,477$$

Cette inégalité n'est pas vérifiée ce qui implique que l'augmentation du trafic sur AB et AC est supérieure à celle sur BC. Avant même de déterminer la variation du surplus des usagers pour les deux projets d'investissement, nous concluons que du point de vue collectif, le projet "gain de temps" est plus rentable que le projet "gain de fiabilité" pour un coût d'investissement identique. Vérifions, néanmoins, ce résultat par la détermination de la variation du surplus des usagers pour les deux projets d'investissement et également nous montrons que les gains monétaires de la fiabilité ne sont pas négligeables lors de l'évaluation du surplus des usagers.

Pour le projet "gain de temps", la réduction de 60 minutes du temps de transport entre A et B implique une diminution du CG pour les usagers sur AB et AC. Pour les usagers sur AB, le CG diminue de 27,51 %, tandis que pour les usagers sur AC, il diminue de 15,87 %. Sur ces deux OD, le trafic augmente dans la même proportion que la diminution du CG . Ainsi, il y a 138 nouveaux usagers

sur AB et 79 nouveaux usagers sur AC. Finalement, la variation du surplus collectif suite à la baisse du temps de transport est de 38 307,60 €. Les usagers sur AB représentent 51,31 % du surplus collectif. Par conséquent, les usagers sur AC contribuent à hauteur de 48,69 %. Le projet "gain de temps" induit un surplus collectif de 38 307,60 €.

Le projet "gain de fiabilité" permet de fiabiliser totalement le temps de transport entre A et B. Dans ce cas, le *CG* diminue pour l'ensemble des usagers du réseau, soit une diminution de 17,48 % pour les usagers sur AB, de 10,08 % pour les usagers sur AC et enfin, une baisse de 19,24 % pour les usagers sur BC. Nous remarquons que la diminution du *CG* est moins importante pour les usagers sur AB et AC par rapport à celle induite par la diminution du temps de transport puisque leurs dispositions à payer pour réduire le temps de transport est plus élevées que celles pour améliorer la fiabilité. Néanmoins, les trafics augmentent sur l'ensemble du réseau, au total, il y a 233 nouveaux usagers sur le réseau suite à l'amélioration de la fiabilité du temps de transport. Finalement, la variation du surplus collectif suite à l'amélioration de la fiabilité est de 35 509,55 €. Les usagers sur AB contribuent à hauteur de 33,62 %, les usagers sur AC représentent 32,48 % et les usagers sur BC contribuent pour 33,90 % du surplus total. Ces derniers contribuent le plus, autrement dit, ce sont eux qui retirent le plus d'avantages à l'amélioration de la fiabilité du temps de transport.

Tableau 3.7 – Variation du surplus à partir de l'approche moyenne-variance

Projets		AB	BC	AC	Total
"gain de temps"	ΔS^T	19 656,62 €	–	18 650,98 €	38 307,60 €
"gain de fiabilité"	ΔS^F	11 939,57 €	12 036,44 €	11 533,54 €	35 509,55 €

Comme nous l'avions prévu avec l'observation des valeurs des *VTTs*, des *VOR* et des sensibilités de la demande, le projet "gain de temps" est plus avan-

tageux que le projet "gain de fiabilité", le surplus du premier étant supérieur au surplus du second (38 307,60 € > 35 509,55 €). Néanmoins, le différentiel de surplus entre ces deux projets est relativement faible (i.e. 2 798,05 €). Les gains de fiabilité en termes de surplus pour les usagers sont quasiment aussi importants que les gains de temps de transport. Ainsi, il suffirait d'une faible variation du trafic, ou des gains de fiabilité légèrement supérieur aux gains de temps afin que le projet "gain de fiabilité" soit plus rentable que le projet "gain de temps". Par exemple, si le projet "gain de temps" réduit le temps de transport de 55 minutes au lieu de 60 minutes, alors le projet "gain de fiabilité" est plus rentable. En effet, avec un gain de temps de transport de 55 minutes, l'ensemble des usagers ont un surplus de 34 829,02 €, ce qui est inférieur à celui du projet "gain de fiabilité" (35 509,55 €).

5.2.3 Approche intégrant la préférence à l'égard de la fiabilité

Pour cette approche, nous procédons de la même manière que pour l'approche moyenne-variance. Tout d'abord, il faut déterminer les *VTTs* et les *VOR* compatibles avec la situation de référence précédemment définie. Nous retenons la fonction d'utilité de type *Box-Cox* comme dans le chapitre 2. Il vient les formes analytiques suivantes³⁰ :

$$VTTs_{ij} = \frac{\alpha}{\lambda(1+\gamma)} \left[E\tilde{t}_{ij}^{1+\gamma} - E(\tilde{t}_{ij} - n)^{1+\gamma} \right] \quad (59)$$

$$VOR_{ij} = \frac{\alpha}{\lambda(1+\gamma)} \left[E\tilde{t}_{ij}^{1+\gamma} - \mu_{ij}^{1+\gamma} \right] \quad (60)$$

expressions dans lesquelles α est le coefficient associé aux temps de transport, λ est le coefficient associé aux coûts du transport et γ est le coefficient qui caractérise la préférence à l'égard de la fiabilité du temps de transport. D'après nos estimations économétriques, les individus sont *reliability-prone* et prudents ce qui implique qu'ils sont disposés à payer un montant positif pour améliorer la fia-

30. Voir chapitre 2 pour les développements théoriques.

bilité. De plus, la *VOR* est croissante avec le temps de transport puisqu'ils sont également prudents. Leur *VTTs* est croissante avec le temps de transport.

Comme la *VTTs* et la *VOR* dépendent du temps de transport, les valeurs sont différentes sur chaque OD du réseau. Le tableau 3.8 fournit les valeurs monétaires calculées pour le temps de transport ($VTTs_{ij}$) et pour la fiabilité (VOR_{ij}).

Tableau 3.8 – Valeurs du temps et de la fiabilité calculées avec l'approche intégrant la préférence à l'égard de la fiabilité

	AB	BC	AC
$VTTs_{ij}$ (€/min)	0,528	0,240	1,299
VOR_{ij} (€/min d'écart-type)	0,209	0,189	0,367

Au regard des valeurs monétaires des *VTTs* et des *VOR*, nous constatons que l'ensemble des usagers accordent une valeur plus importante aux réductions du temps de transport par rapport aux améliorations de la fiabilité. Les usagers sur AC ont une disposition à payer pour réduire le temps de transport qui est 3,5 fois supérieure à leur disposition à payer pour améliorer la fiabilité. Avec des différences de valeurs aussi importantes, un projet "gain de fiabilité" plus rentable qu'un projet "gain de temps" apparaît difficile.

Ce constat est confirmé puisque d'après les valeurs de la *VTTs* et de la *VOR* pour les usagers sur AC, il faut cinq fois³¹ plus d'usagers en BC par rapport au trafic de référence. D'après nos hypothèses sur les trafics de référence, nous avons 500 usagers sur chaque OD, par conséquent, rien que pour compenser les gains de temps obtenus par les usagers sur AC, il faudrait 2 500 usagers sur BC dans la situation de référence. La disposition à payer des usagers sur AC pour réduire le temps de transport est tellement élevée que dans la situation de référence et

31. Nous effectuons le calcul suivant :

$$\frac{VTTs_{ac} - VOR_{ac}}{VOR_{bc}} = 4,93$$

les projets d'investissement que nous avons définis, il est impossible que le projet "gain de fiabilité" soit plus rentable que le projet "gain de temps". Nous pourrions arrêter l'analyse à ce niveau, cependant, nous déterminons le surplus des usagers pour ces projets afin de comparer les valeurs obtenues à celles calculées avec l'approche moyenne-variance.

À partir des résultats du tableau 3.8, nous déterminons le CG pour un usager sur chaque OD du réseau. Ainsi, un usager se déplaçant de A à B a un CG de 107,58 €. Un usager effectuant la liaison entre B et C a un CG de seulement 49,74 €. Enfin, un usager utilisant l'intégralité du réseau a un CG de 463,68 €. Ce dernier a un CG très important par rapport aux autres usagers du réseau, cela vient de sa forte valorisation monétaire du temps de transport.

Tableau 3.9 – Récapitulatif des conditions de référence pour l'approche intégrant la préférence à l'égard de la fiabilité

	AB	BC	AC
μ_{ij}	180 min	160 min	340 min
σ_{ij}	60 min	60 min	60 min
$VTTs_{ij}$ (en € par minute)	0,528	0,240	1,299
VOR_{ij} (€ par minute d'écart-type)	0,209	0,189	0,367
CG_{ij}	107,58 €	49,74 €	463,68 €

Nous déduisons les fonctions de demandes suivantes :

$$T_{ab} = 1000 - 4,65 \times (0,528 \times \mu_{ab} + 0,209 \times \sigma_{ab}) \quad (61)$$

$$T_{bc} = 1000 - 10,05 \times (0,240 \times \mu_{bc} + 0,189 \times \sigma_{bc}) \quad (62)$$

$$T_{ac} = 1000 - 1,08 \times (1,299 \times \mu_{ac} + 0,367 \times \sigma_{ac}) \quad (63)$$

Pour le projet "gain de temps", la diminution du temps de transport de 60 minutes entre A et B implique une baisse de CG de 29,45 % pour les usagers sur AB

et de 16,81 % pour les usagers sur AC. Les usagers en BC ne sont pas concernés par ce projet. Cette baisse du *CG* augmente la demande sur les deux OD du réseau concernées par la diminution du temps de transport. Ainsi, 147 individus supplémentaires vont se déplacer de A vers B et 84 entre A et C. Finalement, la variation du surplus collectif suite à la baisse du temps de transport est de 60 417,50 €. Autant avec l'approche moyenne-variance, la répartition du surplus entre les deux OD du réseau est égalitaire, ce n'est pas le cas avec cette approche. En effet, les usagers sur AC contribuent à 70 % du surplus total, ce qui s'explique par leur disposition à payer pour réduire le temps de transport très élevé (1,299 € par minute de temps de transport).

Le projet "gain de fiabilité" diminue le *CG* pour l'ensemble des usagers du réseau, de 11,66 % sur AB, de 4,75 % sur AC et de 22,80 % pour les usagers sur BC. Pour les usagers qui peuvent bénéficier de gain de temps, nous observons que la diminution du *CG* est moins importante lorsque le projet d'investissement améliore la fiabilité, puisque leurs dispositions à payer pour améliorer la fiabilité sont bien plus faibles que celles pour réduire le temps de transport. Dans ce cas, le trafic augmente de 58 usagers sur AB, de 24 usagers sur AC et finalement de 114 usagers sur BC. Pour ce projet, la variation du surplus collectif est de 24 223,20 € donc quasiment trois fois moins importantes que la variation du surplus suite à la réduction du temps de transport.

Tableau 3.10 – Variation du surplus à partir de l'approche intégrant la préférence à l'égard de la fiabilité

Projets		AB	BC	AC	Total
"gain de temps"	ΔS^T	18 172,27 €	–	42 245,23 €	60 417,50 €
"gain de fiabilité"	ΔS^F	6 635,43 €	6 316,34 €	11 271,43 €	24 223,20 €

Pour cette approche avec les mêmes hypothèses concernant les *VTTs* et les *VOR*, le projet "gain de fiabilité" peut être plus rentable que le projet "gain de temps" s'il existe une grande différence entre la diminution du temps de transport et l'amélioration de la fiabilité du temps de transport. Par exemple, si le projet "gain de fiabilité" reste identique alors il faut que le projet "gain de temps" réduise le temps de transport de seulement 25 minutes. Dans ce cas, le surplus des usagers avec le projet "gain de fiabilité" est supérieur à celui avec le projet "gain de temps", $24\,223,20\ \text{€} > 23\,811,03\ \text{€}$.

Finalement, les deux approches de valorisation monétaire utilisées (i.e. approche moyenne-variance et celle intégrant la préférence à l'égard de la fiabilité) concluent à la plus grande rentabilité du projet "gain de temps" comparé au projet "gain de fiabilité". Nous avons conclu à ce résultat avant d'effectuer les simulations numériques sur les variations du surplus des usagers en analysant les valeurs des *VTTs* et des *VOR* issues de la situation de référence. En revanche, les résultats monétaires du surplus des usagers avec les deux approches sont très éloignés. En effet, l'approche intégrant la préférence à l'égard de la fiabilité valorise plus fortement les gains de temps que l'approche moyenne-variance. Et inversement, elle valorise plus faiblement les gains de fiabilité que l'approche moyenne-variance. Toutefois, quelle que soit l'approche retenue, les gains de fiabilité ne sont pas négligeables. Par conséquent, il devient vraiment important d'inclure les gains de fiabilité dans les bénéfices ressentis par les usagers lors des évaluations socioéconomiques de projet d'investissement.

6 Conclusion

Ce chapitre traite de l'intégration de la fiabilité du temps de transport dans les évaluations socioéconomiques de projet d'investissement en infrastructure de transport, et en particulier dans la détermination du surplus des usagers. Nous montrons que les projets d'investissement visant à améliorer la fiabilité du temps

de transport peuvent se révéler plus rentables que des projets visant à réduire les temps de transport. Il apparaît un effet de diffusion plus important des gains de fiabilité par rapport aux gains de temps. En effet, la situation du tronçon où un investissement est envisagé joue un rôle central dans l'effet de diffusion des gains de fiabilité. Dans le cas de réseaux linéaires comme celui que nous avons présenté, si le projet d'investissement s'applique au tronçon amont, alors les gains de fiabilité vont pouvoir être, dans certains cas, plus élevés que les gains de temps. Dans le cas de réseaux en étoile, les gains de fiabilité peuvent être élevés si le projet d'investissement est réalisé sur un tronçon desservant un nœud qui capte un grand nombre d'utilisateurs. Ce nœud s'apparente à un hub. D'ailleurs, le rapport Mobilité 21 (2013) appuie les projets d'investissement améliorant la fiabilité qui concernent des nœuds ferroviaires importants comme Lyon et Paris.

La comparaison du surplus des utilisateurs pour deux projets d'investissement (i.e. gain de temps vs gain de fiabilité) permet d'établir quelques recommandations d'ordre général afin d'aider les analystes et les décideurs publics à sélectionner les projets à analyser en détails. Ces recommandations s'expriment sous la forme du ratio de fiabilité (RR). Bien que le RR ne convainc pas totalement, la plupart des ministères des Transports l'ont choisi pour exprimer les valeurs de référence pour la fiabilité. D'où ce choix de formuler les principaux résultats avec le RR . Ainsi, lorsque le RR est supérieur à 1, il est préférable de privilégier les projets améliorant la fiabilité du temps de transport pour des projets ayant des coûts identiques. Lorsque le RR est inférieur à 0,5, les projets réduisant le temps de transport sont à privilégier. Finalement, lorsque le RR est compris entre 0,5 et 1, il faut étudier avec plus d'attention le nombre d'utilisateurs qui va bénéficier des différents projets.

Les gains de fiabilité du temps de transport ne sont que rarement inclus dans les évaluations socioéconomiques de projets d'investissement en infrastructure de transport alors même que les outils d'intégration de la fiabilité dans ces éva-

valuations sont proches de ceux appliqués aux gains de temps de transport. Ainsi, la vraie difficulté ne réside-t-elle pas dans la prévision des gains de fiabilité suite à un investissement en infrastructure de transport ?

Conclusion générale

Cette thèse traite de trois aspects de la fiabilité du temps de transport : sa mesure, sa valorisation monétaire et finalement, son intégration dans le calcul économique public.

Le chapitre 1 développe une nouvelle mesure de la fiabilité du temps de transport, le *Delay-at-Risk* (*DaR*). Le *DaR* détermine le retard maximum que les usagers peuvent subir lors d'un déplacement. Cette nouvelle mesure inspirée des outils financiers pour mesurer le risque prend en compte les risques de retard ou de variabilité du temps de transport qualifiés d'extrêmes. Elle a l'avantage de pouvoir être utilisée par l'ensemble des modes de transport et en particulier par les modes collectifs. Cette mesure est, de plus, relativement simple à comprendre pour les usagers, même s'il faut encore fournir un effort sur la bonne manière de communiquer cette mesure. L'illustration empirique montre le caractère opérationnel du *DaR*. Cependant, le nombre d'observations que nous avons à disposition ne nous permet pas de déterminer avec certitude les lois de distribution les plus adaptées pour modéliser le retard ferroviaire et aérien. Entre juillet et septembre 2012, la loi de Weibull est la plus adaptée pour prévoir le retard ferroviaire. Tandis que pour le transport aérien, l'approche non paramétrique fournit les meilleurs résultats. Proposer une nouvelle mesure de la fiabilité nous offre plusieurs perspectives de recherche.

D'une part, l'application du *DaR* permet de travailler sur un ensemble de données plus important avec un plus grand nombre de périodes, plusieurs OD,

etc. En effet, avec des bases de données sur les temps de transport ou directement les retards, il est possible de chercher des lois de distribution qui s'adaptent mieux. Ainsi, des analyses de la fiabilité du temps de transport plus précises peuvent être établies (e.g. par jour, par véhicule).

D'autre part, le *DaR* peut être inclus dans les politiques tarifaires des opérateurs de services afin de moduler leur tarif en fonction de la probabilité de retard associée à un train ou à une origine-destination. L'intérêt pour les opérateurs est de réduire le montant des indemnisations à verser aux usagers en cas de retard en diminuant, par exemple, le prix des titres de transport quand le *DaR* prévoit un retard important. Une réduction du prix implique une baisse des indemnisations à verser puisque cette dernière est fonction du prix du titre de transport.

Il existe d'autres applications de cette mesure en pratique. En effet, le *DaR* peut répondre à de nombreux objectifs selon l'agent économique qui souhaite l'utiliser (e.g. indicateur du suivi du niveau de fiabilité pour les gestionnaires d'infrastructure et/ou les pouvoirs publics).

Le chapitre 2 propose un modèle théorique permettant de prendre en compte les préférences individuelles à l'égard de la fiabilité du temps de transport. Ce modèle s'inspire de la théorie de la décision en univers risqué, tout en répondant aux fondements microéconomiques en économie des transports qui impliquent que la fonction d'utilité est décroissante avec le temps de transport. Ce chapitre porte de nombreux résultats théoriques sous forme de propositions.

Parmi les résultats les plus importants, nous définissons la préférence à l'égard de la fiabilité du temps de transport avec le concept de *reliability-proneness*. Ainsi, un individu *reliability-prone* préfère un temps de transport fiable à un temps de transport non fiable. Cette préférence a des implications fortes sur la disposition à payer pour économiser du temps de transport (*VTT*), ainsi que sur nos approches pour valoriser la fiabilité du temps de transport (Π et *VOR*). En effet, en s'inspirant des travaux d'Arrow (1965) et de Pratt (1964), nous déterminons deux

approches pour valoriser la fiabilité : une prime de fiabilité (Π) et la valeur de la fiabilité (VOR).

La prime de fiabilité est le temps de transport maximum supplémentaire qu'un individu est prêt à accepter pour supprimer l'intégralité du manque de fiabilité. La VOR est, quant à elle, la disposition à payer maximum d'un individu pour éliminer l'intégralité du manque de fiabilité. Π s'exprime en unité de temps, alors que la VOR s'exprime en unité monétaire. Cette dernière est intégrable directement aux évaluations socioéconomiques de projets d'investissement en infrastructure de transport.

Parallèlement à la définition de ces approches de valorisation de la fiabilité, nous revisitons également le concept de $VTTs$ afin de prendre en compte l'attitude à l'égard de la fiabilité. Finalement, nous déterminons qu'un individu *reliability-prone* a une $VTTs$ croissante avec le temps de transport moyen et il est prêt à payer pour améliorer la fiabilité ou à augmenter son temps de transport moyen pour supprimer le manque de fiabilité. Avec la définition de la préférence à l'égard de la fiabilité, nous aboutissons sur la prudence. Il vient qu'un individu *reliability-prone* et prudent a une VOR croissante convexe avec le temps de transport moyen. De plus, l'analyse de plusieurs formes fonctionnelles caractérisant l'utilité des individus dans le contexte de l'économie des transports permet d'affirmer que le choix de la forme fonctionnelle est très important. En effet, certaines formes fonctionnelles de l'utilité imposent une préférence à l'égard de la fiabilité. Par exemple, avec une fonction d'utilité logarithmique, l'individu est nécessairement *reliability-averse* et prudent. Pour éviter de contraindre la préférence individuelle à l'égard de la fiabilité, nous privilégions une fonction d'utilité puissance de type *Box-Cox*. Cette dernière permet grâce aux estimations économétriques de caractériser les préférences des usagers. Pour notre enquête en préférences déclarées, nous en déduisons que notre échantillon est *reliability-prone* et prudent. Ainsi, les individus sont prêts à payer pour améliorer la fiabilité. Pour éliminer le manque de fiabilité mesuré par l'écart-type compris entre 4,9 et 36,74 minutes, les

individus sont prêts à payer des montants compris entre 0,08 € et 5,28 €, ce qui se traduit en termes de temps de transport, par une augmentation du temps de transport compris entre 13 secondes et 6 min 30. Ce chapitre, et en particulier la définition de la préférence à l'égard de la fiabilité, ouvrent de nombreuses pistes de recherche.

Pour déterminer la préférence à l'égard de la fiabilité, l'utilisation de l'économie expérimentale dans la même veine que les travaux de Holt et Laury (2002) est probablement une manière adéquate. En allant plus loin, il est intéressant de chercher s'il existe un lien entre l'aversion au risque monétaire et l'attitude *reliability-prone*. Un individu hostile au risque, est-il hostile à tous les risques ou est-ce qu'il peut être hostile au risque monétaire et preneur de risque lorsque cela concerne le temps de transport ?

Ensuite, certains auteurs s'affranchissent du cadre de l'utilité espérée au profit de celui de la *prospect theory*. Le cadre de la théorie de l'utilité espérée reste le cadre théorique le plus utilisé et le plus simple pour une mise en pratique. Cependant, le cadre de la *prospect theory* comporte certains aspects intéressants, notamment pour identifier la perception du manque de fiabilité du temps de transport.

Enfin, l'introduction de la préférence à l'égard de la fiabilité dans les modèles de choix d'horaires est également une piste de recherche. En effet, en élicitant cette préférence, nous aurions peut-être une justification théorique du fonctionnement peu probant des politiques d'étalement des horaires afin de résorber la congestion routière.

Le dernier chapitre de cette thèse traite de l'intégration de la fiabilité du temps de transport dans le calcul économique public, et en particulier dans le calcul du surplus des usagers. Nous montrons qu'il existe un effet de diffusion des gains de fiabilité plus important que les gains de temps à partir d'un réseau de transport linéaire. Une première extension de ce chapitre est de généraliser ce résultat à un réseau de transport quelconque comportant plus de trois nœuds et deux tronçons.

Ensuite, nous avons choisi d'exprimer nos résultats sous la forme du ratio de fiabilité (RR), bien que nous ne considérons pas que ce soit la meilleure manière de valoriser monétairement les gains de fiabilité, la communauté scientifique et les pouvoirs publics utilisent principalement cette mesure. L'avantage d'exprimer nos résultats sous cette forme est de pouvoir les appliquer dès à présent d'après les recommandations officielles des différents pays.

Nous proposons une simulation numérique du calcul du surplus des usagers lorsque la fiabilité du temps de transport est prise en compte. Cette simulation a pour objectif de montrer que notre approche théorique et la définition de la VOR qui en découle sous forme de prime de risque est facilement implémentable dans les évaluations socioéconomiques de projets d'investissement en infrastructure de transport. Nous avons mis en avant le caractère opérationnel de notre approche intégrant les préférences à l'égard de la fiabilité du temps de transport puisque la définition de la VOR peut être déroutante. En effet, elle exprime la disposition à payer d'un individu pour éliminer la totalité du risque affectant le temps de transport. Nous montrons ainsi qu'il n'existe pas de difficultés particulières à utiliser cette approche.

Finalement, à l'issue de cette thèse, il semble que la plus grande difficulté dans l'analyse de la fiabilité du temps de transport est sa prévision lors de la mise en place d'un investissement en infrastructure de transport. Nous avons montré que sa mesure, sa valorisation monétaire et son intégration dans le calcul économique public ne sont pas toujours aisées, mais pas impossibles. Il existe de nombreux outils statistiques pour la mesure de la fiabilité. Pour la valorisation monétaire de la fiabilité du temps de transport, les méthodes appliquées à la valorisation du temps sont transférables. Il reste à trouver un consensus qui ne pourra passer que par une enquête nationale. L'intégration de la fiabilité dans le calcul économique comme pour la valorisation monétaire, les méthodes sont semblables à celles mises en œuvre pour les réductions du temps de transport. La plus grande

difficulté réside dans la prévision des gains de fiabilité que va engendrer un investissement en infrastructure de transport.

Annexes

Sommaire

A	Estimation des paramètres de la distribution Log-Student avec l’algorithme EM	260
B	Estimation du DaR sous l’hypothèse de la distribution Weibull	262
C	Preuve de la proposition 1	263
D	Preuve de la proposition 2	264
E	Preuve de la proposition 3	264
F	Preuve de la proposition 4	266
G	Preuve de la proposition 5	266
H	Preuve de la proposition 6	268
I	Preuve de la proposition 7	269
J	Preuve de la proposition 8	270
K	Preuve de la proposition 9	271
L	Preuve de la proposition 10	271
M	Preuve de la proposition 11	272
N	Preuve de la proposition 12	272
O	Preuve de la proposition 13	273
P	Tarifs de la SNCF	274
Q	Présentation des 50 scénarios de l’enquête en préférences déclarées	275
R	Présentation du questionnaire socio-économique	280

S	Valeurs tutélaires du temps de transport	280
----------	---	------------

A Estimation des paramètres de la distribution Log-Student avec l'algorithme EM

Considérons un échantillon $\{r_1, \dots, r_n\}$ de taille n observations i.i.d suivant une distribution de Student de paramètres μ, σ et ν . En supposant que ν est fixé, nous pouvons montrer que la log-vraisemblance s'écrit comme suit :

$$\ln \mathcal{L}(\mu, \sigma, \nu) = -n \ln \sigma - \frac{\nu + 1}{2} \sum_{i=1}^n \ln(\nu + s_i) \quad (64)$$

avec

$$s_i^2 = \left(\frac{\ln x_i - \mu}{\sigma} \right)^2 \quad (65)$$

En utilisant les dérivées partielles de (64) en fonction de μ et σ comme condition première d'optimalité, nous trouvons les équations suivantes :

$$\mu = \frac{\sum_{i=1}^n w_i r_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \quad (66)$$

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^n w_i (r_i - \mu)^2}{\sum_{i=1}^n w_i} \quad (67)$$

où $w_i = (\nu + p) / (\nu + s_i)$.

Maronna (1976) prouve que sous des hypothèses générales, la résolution de l'équation (67) admet une unique solution $(\hat{\mu}, \hat{\sigma})$ qui satisfait la propriété de cohérence

$$P \left[\lim_{n \rightarrow +\infty} (\hat{\mu}, \hat{\sigma}) = (\mu, \sigma) \right] = 1.$$

L'approche standard pour résoudre (67) est l'algorithme Espérance-Maximisation (EM) de Dempster et al. (1977, 1980). L'algorithme EM est une procédure itéra-

tive de (67) en utilisant les valeurs actuelles de (μ, σ) . L'équation successive à la m -ième itération est donnée par :

$$\mu^{(m+1)} = \frac{\sum_{i=1}^n w_i^{(m)} x_i}{\sum_{i=1}^n w_i^{(m)}} \quad (68)$$

$$\sigma^{(m+1)} = \frac{\sum_{i=1}^n w_i^{(m)} (x_i - \mu^{(m+1)})^2}{\sum_{i=1}^n w_i^{(m)}} \quad (69)$$

avec $w_i = (\nu + p) / (\nu + \left(\frac{\ln x_i - \mu^{(m)}}{\sigma^{(m)}}\right)^2)$ et $\nu > 0$.

Pour plus de détails sur des applications à des variantes plus élaborées de l'algorithme EM spécifique à l'estimation de la distribution de Student t se référer à Nadarajah et Kotz (2008).

B Estimation du DaR sous l'hypothèse de la distribution Weibull

Cet annexe présente la matrice Hessienne qui établit les conditions de second ordre du problème de maximisation de la vraisemblance avec une loi de Weibull. Elle se définit ainsi :

$$\mathcal{H}(k, \lambda) = \begin{pmatrix} \frac{\partial^2 \ln \mathcal{L}}{\partial k^2} & \frac{\partial^2 \ln \mathcal{L}}{\partial k \partial \lambda} \\ \frac{\partial^2 \ln \mathcal{L}}{\partial k \partial \lambda} & \frac{\partial^2 \ln \mathcal{L}}{\partial \lambda^2} \end{pmatrix} \quad (70)$$

avec

$$\frac{\partial^2 \ln \mathcal{L}}{\partial k^2} = -\frac{n}{k^2} - \sum_{i=1}^n \left[\ln \left(\frac{r_i}{\lambda} \right) \right]^2 \left(\frac{r_i}{\lambda} \right)^k \quad (71)$$

$$\frac{\partial^2 \ln \mathcal{L}}{\partial k \partial \lambda} = \frac{k}{\lambda^{k+1}} \left[\left(\frac{1}{k} - \ln \lambda \right) \sum_{i=1}^n (r_i)^k + \sum_{i=1}^n (r_i)^k \ln r_i \right] \quad (72)$$

$$\frac{\partial^2 \ln \mathcal{L}}{\partial \lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2} \left[nk - \frac{k(k+1)}{\lambda^k} \sum_{i=1}^n (r_i)^k \right] \quad (73)$$

La résolution numérique de ces équations du gradient est soumise à la définie négativité de la matrice Hessienne $\mathcal{H}(k, \lambda)$. Cette contrainte assure que la solution est bien l'argument qui maximise la fonction de log-vraisemblance.

C Preuve de la proposition 1

(ii) \Rightarrow (i).

Nous définissons :

$$\delta(t) = \mathcal{F}_i(t) - \mathcal{F}_j(t)$$

et nous observons que :

$$\delta(t^{\min}) = \delta(t^{\max}) = 0$$

Par définition, (ii) est équivalent à :

$$\delta \geq 0$$

Tandis que (i) est équivalent à :

$$u_i - u_j = \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} u(t) d\delta(t) \geq 0 \quad \forall u \text{ avec } u' \leq 0$$

En intégrant par partie, nous obtenons donc :

$$u_i - u_j = - \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} u'(t) \delta(t) dt$$

Il est alors clair que (ii) est suffisant pour (i).

(i) \Rightarrow (ii).

Nous démontrons la nécessité de (ii) par contradiction.

Supposons que (ii) est faux, alors $\delta(t^*) < 0$ pour t^* . Par conséquent, nous pouvons toujours trouver une fonction d'utilité u décroissante telle que (i) serait violé. Par exemple, prenons la fonction suivante :

$$u(t) = k > 0 \quad \forall t \leq t^* \text{ et } u(t) = 0 \quad \forall t > t^*$$

Avec cette fonction d'utilité, nous trouvons donc :

$$u_i - u_j = k \int_{t^{\min}}^{t^*} d\delta(t) = k\delta(t^*) < 0$$

Ceci contredit donc (i). ■

D Preuve de la proposition 2

(iii) \Leftrightarrow (iv).

Par définition, (iii) est équivalent à :

$$u(E\tilde{t}) \geq Eu(\tilde{t}) \quad \forall \tilde{t}$$

D'après l'inégalité de Jensen (1906), nous savons que ceci est vrai si et seulement si u est concave en \tilde{t} . ■

E Preuve de la proposition 3

(vi) \Leftrightarrow (v).

Nous définissons :

$$\Delta(t) = \int_t^{t^{\max}} \delta(s) ds$$

Et nous observons que :

$$\Delta(t^{\max}) = 0$$

Ainsi, (vi) est équivalent à $\Delta \geq 0$ (partout) avec $\mu_i = \mu_j$.

Alors, nous notons que $\Delta(t^{\min}) = 0$ est équivalent à $\mu_i = \mu_j$. En fait, par définition nous avons :

$$\Delta(t^{\min}) = \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} \delta(t) dt = 0$$

tandis que

$$\mu_i - \mu_j = \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} t d\delta(t)$$

En intégrant par partie, nous obtenons que :

$$\mu_i - \mu_j = -\Delta(t^{\min})$$

Alors (vi) est équivalent à :

$$\Delta \geq 0 \text{ avec } \Delta(t^{\min}) = 0$$

tandis que (v) est équivalent à :

$$u_i - u_j = \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} u(t) d\delta(t) \geq 0 \forall u \text{ avec } u'' \leq 0$$

En intégrant deux fois par partie, nous obtenons donc :

$$u_i - u_j = - \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} u''(t) \Delta(t) dt$$

Donc il est clair que (vi) implique (v).

$$(v) \Rightarrow (vi).$$

Nous prouvons la nécessité de (vi) par contradiction. Supposons que (vi) est faux, alors $\Delta(t^*) < 0$ pour t^* . Dans ce cas, nous pouvons toujours trouver une fonction d'utilité u linéaire en dessous et au dessus de t^* et strictement concave au voisinage de t^* , telle que (v) serait violé. ■

F Preuve de la proposition 4

(vii) \Leftrightarrow (viii).

Nous avons prouvé dans la proposition 1 que l'ensemble des individus qui ne désirent pas du temps de transport supplémentaire préfèrent \tilde{t}_i à \tilde{t}_j si et seulement si \tilde{t}_j est une dégradation de la dominance stochastique d'ordre 1 de \tilde{t}_i .

De plus, nous avons prouvé dans la proposition 3 que tous les individus *reliability-prone* préfèrent \tilde{t}_i à \tilde{t}_j si et seulement si \tilde{t}_j contient plus de risque de moyenne nulle que \tilde{t}_i . Par conséquent, la preuve de la proposition 4 s'obtient en observant que toutes dégradations de la dominance stochastique d'ordre 2 peuvent être obtenue en combinant toutes les dégradations de la dominance stochastique d'ordre 1 avec toutes les augmentations d'un risque de moyenne nulle. ■

G Preuve de la proposition 5

(x) \Leftrightarrow (xi).

Nous supposons vrai que les fonctions d'utilités u et v sont décroissantes, il existe toujours une fonction croissante $\psi : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ définie tel que $\psi(u) = v$. Ainsi, xi est équivalent à $\psi'' \leq 0$. Par une dérivation en chaine, nous obtenons :

$$\begin{aligned} v' &= \psi'(u) u' \text{ et} \\ v'' &= \psi''(u) [u']^2 + \psi'(u) u'' \end{aligned}$$

En combinant ces deux relations, nous trouvons donc :

$$\frac{v''}{v'} - \frac{u''}{u'} = \frac{u'(t) \psi''(u(t))}{\psi'(u)}$$

Par conséquent (x) est équivalent à (xi).

$(xi) \Leftrightarrow (ix)$.

Nous considérons un temps de transport aléatoire exprimé comme $t + \tilde{x}$, où t est une constante positive et \tilde{x} est n'importe quel risque que l'utilisateur u ne désire pas, i.e. n'importe quel risque \tilde{x} qui satisfait $Eu(t + \tilde{x}) \leq u(t)$. Selon la définition 2, (ix) implique la relation suivante :

$$Eu(t + \tilde{x}) \leq u(t) \Rightarrow Ev(t + \tilde{x}) \leq v(t)$$

En substituant $\psi(u) = v$, (ix) est équivalent à :

$$Eu(t + \tilde{x}) \leq u(t) \Rightarrow E\psi(u(t + \tilde{x})) \leq \psi(u(t))$$

D'autre part, d'après l'inégalité de Jensen (1906), (xi) est équivalent à :

$$E\psi(u(t + \tilde{x})) \leq \psi(Eu(t + \tilde{x}))$$

Comme ψ est croissante, nous avons également :

$$Eu(t + \tilde{x}) \leq u(t) \Rightarrow \psi(E(u(t + \tilde{x}))) \leq \psi(u(t))$$

Par conséquent, (xi) implique :

$$Eu(t + \tilde{x}) \leq u(t) \Rightarrow E\psi(u(t + \tilde{x})) \leq \psi(E(u(t + \tilde{x}))) \leq \psi(u(t))$$

$(ix) \Rightarrow (xi)$.

Nous prouvons l'inverse par contradiction. Supposons que (xi) est faux alors il existe un intervalle de l'image de u où $\psi'' > 0$. Nous supposons également que le temps de transport aléatoire $t + \tilde{x}$ est compris dans cet intervalle et une fonction

d'utilité u satisfaisant la relation suivante :

$$Eu(t + \tilde{x}) = u(t)$$

D'après l'inégalité de Jensen (1906), $\psi'' > 0$ implique :

$$E\psi(u(t + \tilde{x})) > \psi(Eu(t + \tilde{x}))$$

ou de manière équivalente :

$$Ev(t + \tilde{\epsilon}) > v(t)$$

Ceci contredit donc (ix). ■

H Preuve de la proposition 6

(xiii) \Leftrightarrow (xii).

Nous définissons :

$$\Theta(t) = \int_t^{t^{\max}} \Delta(s) ds$$

et nous observons que :

$$\Theta(t^{\max}) = 0$$

Ainsi, (xiii) est équivalent à $\Theta \geq 0$ avec $\mu_i = \mu_j$ et $\sigma_i^2 = \sigma_j^2$. Rappelons que $\mu_i = \mu_j$ est équivalent à $\Delta(t^{\min}) = 0$ (se référer à la preuve de la proposition 3). De plus, si $\mu_i = \mu_j$, alors il vient :

$$\sigma_i^2 - \sigma_j^2 = \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} t^2 d\delta(t)$$

En intégrant deux fois par partie, nous obtenons :

$$\sigma_i^2 - \sigma_j^2 = -2 \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} t d\delta(t) = -2\Theta(t^{\min})$$

Alors, $\sigma_i^2 = \sigma_j^2$ est équivalent à $\Theta(t^{\min}) = 0$ Par conséquent, (xiii) est équivalent à :

$$\Theta \geq 0 \text{ avec } \Delta(t^{\min}) = \Theta(t^{\min}) = 0$$

tandis que (xii) est équivalent à :

$$u_i - u_j = \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} u(t) d\delta(t) dt \geq 0 \forall u \text{ avec } u''' \leq 0$$

En intégrant par partie trois fois, nous obtenons donc :

$$u_i - u_j = - \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} u'''(t) \Theta(t) dt$$

Il est alors clair que (xiii) est suffisant pour (xii).

$$(xii) \Rightarrow (xiii).$$

Nous prouvons la nécessité de (xiii) par contradiction. Nous supposons que (xiii) est faux, alors $\Theta(t^*) < 0$ pour t^* . Dans ce contexte, nous pouvons toujours trouver une fonction d'utilité u avec une pente linéaire au dessus et au dessous de t^* et strictement concave au voisinage de t^* , tel que (xii) serait violé. ■

I Preuve de la proposition 7

$$(xiv) \Leftrightarrow (xv).$$

Nous avons déjà prouvé avec la proposition 4 que tous les individus *reliability-prone* qui ne désirent pas du temps de transport supplémentaire préfèrent \tilde{t}_i à \tilde{t}_j si et seulement si \tilde{t}_j est une dégradation de la dominance stochastique d'ordre 2 de \tilde{t}_i .

De plus, nous avons prouvé avec la proposition 6 que tous les individus prudents préfèrent \tilde{t}_i à \tilde{t}_j si et seulement si \tilde{t}_j contient plus de risque de hausse que \tilde{t}_i . Par conséquent, la proposition 7 se démontre directement d'après ces deux résultats

précédents en observant que n'importe quelle dégradation de la dominance stochastique d'ordre 3 peut être obtenue en combinant n'importe quelle dégradation de la dominance stochastique d'ordre 2 avec n'importe quelle augmentation d'un risque à la hausse. ■

J Preuve de la proposition 8

(ii) \Rightarrow (xvi).

Par définition, (ii) est équivalent à $\delta \geq 0$ (se référer à la preuve de la proposition 1), tandis que (xvi) est équivalent à la relation suivante :

$$VTT S_i - VTT S_j = \frac{1}{\lambda} \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} [u(t-n) - u(t)] d\delta(t) \leq 0 \quad \forall u \text{ avec } u'' \leq 0$$

En intégrant par partie, nous obtenons donc :

$$VTT S_i - VTT S_j = -\frac{1}{\lambda} \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} [u'(t-n) - u'(t)] \delta(t) dt$$

Puisque $\lambda > 0$ et $n > 0$, il est clair que $VTT S_j \geq VTT S_i \quad \forall u \text{ avec } u'' \leq 0$. Ainsi (ii) est suffisante pour (xvi).

(xvi) \Rightarrow (ii).

Nous prouvons la nécessité de (ii) par contradiction. Nous supposons que (ii) est faux, alors $\delta(t^*) < 0$ pour t^* . Dans ce contexte, nous pouvons toujours trouver une fonction d'utilité u linéaire au dessus et en dessous de t^* et strictement concave au voisinage de t^* , tel que (xvi) sera violé. ■

K Preuve de la proposition 9

(vi) \Rightarrow (xvii).

Par définition, (vi) est équivalent à $\Delta \geq 0$ avec $\Delta(t^{\min}) = 0$ (se référer à la preuve de la proposition 5), tandis que (xvii) est équivalent à la relation suivante :

$$VTTs_i - VTTs_j = \frac{1}{\lambda} \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} [u(t-n) - u(t)] d\delta(t) \leq 0 \quad \forall u \text{ avec } u''' \leq 0$$

En intégrant deux fois par partie, nous obtenons donc :

$$VTTs_i - VTTs_j = \frac{-1}{\lambda} \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} [u''(t-n) - u''(t)] \Delta(t) dt$$

Puisque $\lambda > 0$ et $n > 0$, il est clair que (vi) implique (xvii).

(xvii) \Rightarrow (vi).

Nous prouvons la nécessité de (vi) par contradiction. Nous supposons que (vi) est faux, alors $\Delta(t^*) < 0$ pour t^* . Dans ce contexte, nous pouvons toujours trouver une fonction d'utilité u linéaire au dessus et en dessous de t^* et non-linéaire avec une dérivée troisième strictement négative au voisinage de t^* , tel que (xvii) sera violé. ■

L Preuve de la proposition 10

(xviii) \Leftrightarrow (viii).

Nous avons prouvé avec la proposition 8 que tous les individus reliability prone ont une VTTs supérieure pour \tilde{t}_i par rapport à \tilde{t}_j si et seulement si \tilde{t}_j est dominée stochastiquement à l'ordre 1 par \tilde{t}_i . De plus, nous avons prouvé avec la proposition 9 que tous les individus prudents ont une VTTs supérieure pour \tilde{t}_i par rapport à \tilde{t}_j si et seulement si \tilde{t}_j contient plus de risque de moyenne nulle que \tilde{t}_i . Par conséquent, la proposition 10 est prouvé en observant que toutes dégra-

dations de la dominance stochastique d'ordre 2 peuvent être obtenues en combinant n'importe quelle dégradation de la dominance stochastique d'ordre 1 avec une augmentation de risque de moyenne nulle.

M Preuve de la proposition 11

(vi) \Leftrightarrow (xix).

Nous savons d'après la proposition 3 que tous les individus *reliability-prone* préfèrent \tilde{t}_j à \tilde{t}_i si et seulement si (vi) est vrai. Par conséquent, (vi) est équivalent à :

$$u_i - u_j = u(\mu_i + \Pi_i) - u(\mu_j + \Pi_j) \geq 0 \forall u \text{ avec } u'' \leq 0$$

En utilisant le fait que $\mu_i = \mu_j = \mu$, (vi) est aussi équivalent à :

$$u(\mu + \Pi_i) \geq u(\mu + \Pi_j) \forall u \text{ avec } u'' \leq 0$$

Par conséquent, (vi) est équivalent à $\Pi_i \leq \Pi_j$ pour tous u avec $u' < 0$ et $u'' \leq 0$. ■

N Preuve de la proposition 12

(xx) \Leftrightarrow (ix).

Quelque soit $v' < 0$, (xx) est équivalent à :

$$Eu(\tilde{t}_i) = u(\mu_i + \Pi_i) \Rightarrow Ev(\tilde{t}_i) \leq v(\mu_i + \Pi_i)$$

La partie gauche de cette implication veut simplement dire que Π_i est la prime de fiabilité de l'individu u . La partie droite de cette implication veut dire que la prime de fiabilité de l'individu v est supérieure à celle de l'individu u . Puisque n'importe quel temps de transport aléatoire \tilde{t}_i peut être défini comme $\mu_i + \tilde{x}$, où

\tilde{x} est un risque de moyenne nulle, (xx) est équivalent à :

$$Eu(\mu_i + \tilde{\epsilon}) = u(\mu_i + \Pi_i) \Rightarrow Ev(\mu_i + \tilde{\epsilon}) \leq v(\mu_i + \Pi_i)$$

En définissant $t = \mu_i + \Pi_i$ et $\tilde{\epsilon} = \tilde{\epsilon} - \Pi_i$, (xx) peut être définie comme :

$$Eu(t + \tilde{\epsilon}) = u(t) \Rightarrow Ev(t + \tilde{\epsilon}) \leq v(t)$$

Ceci est équivalent de dire que l'individu v rejette tous les risques affectant un temps de transport certain t pour lequel l'individu u est indifférent. Nous savons que d'après la proposition 7 que ceci est vrai si et seulement si (ix) est vraie. ■

O Preuve de la proposition 13

$(vi) \Rightarrow (xxi)$.

Par définition, (vi) est équivalent à $\Delta \geq 0$ avec $\Delta(t^{\min}) = 0$ qui est équivalent à $\mu_i = \mu_j$ (se référer à la preuve de la proposition 3), tandis que (xxi) est équivalent à :

$$VOR_i - VOR_j = -\frac{1}{\lambda} \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} u(t) d\delta(t) \leq 0 \forall u \text{ avec } u''$$

Prenons comme donné que \tilde{t}_i et \tilde{t}_j ont la même moyenne et en intégrant deux fois par partie, nous obtenons donc :

$$VOR_i - VOR_j = \int_{t^{\min}}^{t^{\max}} u''(t) \Delta(t) dt$$

Il est alors clair que (vi) est suffisant pour (xxi) .

$(xxi) \Rightarrow (vi)$.

Nous prouvons la nécessité de (vi) par contradiction. Supposons que (vi) est faux, alors $\Delta(t^*) < 0$ pour t^* . Dans ce contexte, nous pouvons toujours trouver une

fonction d'utilité u linéaire au dessus et en dessous de t^* et strictement concave au voisinage de t^* , tel que (xxi) serait violé. ■

P Tarifs de la SNCF

Afin de déterminer les différentes valeurs de l'attribut prix de l'enquête en préférences déclarées, nous utilisons les tarifs de la SNCF qui s'appliquent au trajet entre Paris et Montpellier et entre Paris et Avignon. La SNCF a trois grilles tarifaires, à savoir le tarif Prem's, loisirs et TGV Pro auquel peut s'ajouter des baisses de tarif liées à la détention de cartes de réduction ou d'abonnement. Les billets achetés au tarif Prem's sont non échangeables et non remboursable. Le tarif loisir accordent un peu plus de flexibilité en permettant l'échange et le remboursement intégral jusqu'à la veille du départ. Le tarif TGV Pro est le plus flexible puisqu'il permet l'échange et le remboursement du billet jusqu'à deux heures après le départ.

		Paris-Montpellier		Paris-Avignon	
		1 ^{er} classe	2 ^e classe	1 ^{er} classe	2 ^e classe
Prem's	Plein tarif	à partir de	à partir de	à partir de	à partir de
	Tarif réduit	40 €	25 €	36 €	25 €
Loisir	Plein tarif	De 80 à 156 €	De 58 à 91 €	De 75 à 141 €	De 52 à 83 €
	Tarif réduit	De 57 à 117 €	De 34 à 68 €	De 53 à 105 €	De 31 à 62 €
Pro	Plein tarif	163 €	98 €	146 €	89 €
	Tarif réduit	81 €	48 €	73 €	44 €

Tableau 3.11 – Tarifs de la SNCF

Q Présentation des 50 scénarios de l'enquête en préférences déclarées

Les 50 scénarios hypothétiques proposés aux individus dans le cadre de l'enquête en préférences déclarées sont présentés ici. L'ensemble des scénarios sont différents et ne sont que des combinaisons aléatoires des différents attributs de prix et de temps de transport utilisés pour calibrer notre enquête en préférences déclarées. Les individus interrogés n'ont pas dû répondre à l'ensemble des 50 choix mais seulement à 10 d'entre eux que nous avons partagé en 5 sous-ensembles de 10 scénarios hypothétiques. Il est de notre ressort de vérifier que chaque scénario et donc chaque sous-ensemble a le même taux de réponse afin de ne pas biaiser les résultats économétriques.

Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
1	Mode A	145 €	3h20	
	Mode B	89 €	1 chance sur 2 de faire face à un temps de transport de 3h40 1 chance sur 2 de faire face à un temps de transport de 3h	
Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
2	Mode A	54 €	3h20	
	Mode B	63 €	4 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 4h05 6 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h50	
Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
3	Mode A	39 €	3h20	
	Mode B	25 €	6 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h 4 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h50	
Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
4	Mode A	145 €	3h20	
	Mode B	123 €	4 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 4h05 6 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h50	
Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
5	Mode A	39 €	3h20	
	Mode B	89 €	4 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 4h05 6 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h50	
Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
6	Mode A	105 €	3h20	
	Mode B	45 €	9 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h40 1 chance sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h	

Q. Présentation des 50 scénarios de l'enquête en préférences déclarées

Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
7	Mode A	39 €	3h20	
	Mode B	45 €	1 chance sur 4 de faire face à un temps de transport de 3h20 3 chances sur 4 de faire face à un temps de transport de 3h	
8	Mode A	75 €	3h20	
	Mode B	89 €	6 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h 4 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h50	
9	Mode A	105 €	3h20	
	Mode B	63 €	6 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h 4 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h50	
10	Mode A	75 €	3h20	
	Mode B	25 €	1 chance sur 2 de faire face à un temps de transport de 3h40 1 chance sur 2 de faire face à un temps de transport de 3h	
11	Mode A	75 €	3h20	
	Mode B	45 €	4 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 4h05 6 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h50	
12	Mode A	105 €	3h20	
	Mode B	25 €	4 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 4h05 6 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h50	
13	Mode A	54 €	3h20	
	Mode B	89 €	9 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h40 1 chance sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h	
14	Mode A	54 €	3h20	
	Mode B	45 €	1 chance sur 2 de faire face à un temps de transport de 3h40 1 chance sur 2 de faire face à un temps de transport de 3h	
15	Mode A	54 €	3h20	
	Mode B	25 €	1 chance sur 4 de faire face à un temps de transport de 3h20 3 chances sur 4 de faire face à un temps de transport de 3h	
16	Mode A	145 €	3h20	
	Mode B	63 €	1 chance sur 4 de faire face à un temps de transport de 3h20 3 chances sur 4 de faire face à un temps de transport de 3h	
17	Mode A	75 €	3h20	
	Mode B	123 €	1 chance sur 4 de faire face à un temps de transport de 3h20 3 chances sur 4 de faire face à un temps de transport de 3h	
18	Mode A	145 €	3h20	
	Mode B	45 €	6 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h 4 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h50	

Q. Présentation des 50 scénarios de l'enquête en préférences déclarées

Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
19	Mode A	145 €	3h20	
	Mode B	25 €	9 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h40 1 chance sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h	
20	Mode A	105 €	3h20	
	Mode B	123 €	1 chance sur 2 de faire face à un temps de transport de 3h40 1 chance sur 2 de faire face à un temps de transport de 3h	
21	Mode A	39 €	3h20	
	Mode B	123 €	9 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h40 1 chance sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h	
22	Mode A	39 €	3h20	
	Mode B	63 €	1 chance sur 2 de faire face à un temps de transport de 3h40 1 chance sur 2 de faire face à un temps de transport de 3h	
23	Mode A	75 €	3h20	
	Mode B	63 €	9 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h40 1 chance sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h	
24	Mode A	54 €	3h20	
	Mode B	123 €	6 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h 4 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h50	
25	Mode A	105 €	3h20	
	Mode B	89 €	1 chance sur 4 de faire face à un temps de transport de 3h20 3 chances sur 4 de faire face à un temps de transport de 3h	
26	Mode A	54 €	2h40	
	Mode B	25 €	3 chances sur 4 de faire face à un temps de transport de 3h30 1 chance sur 4 de faire face à un temps de transport de 2h30	
27	Mode A	145 €	2h40	
	Mode B	25 €	1 chance sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h 9 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h40	
28	Mode A	39 €	2h40	
	Mode B	25 €	4 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h40 6 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h10	
29	Mode A	75 €	2h40	
	Mode B	45 €	4 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h40 6 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h10	
30	Mode A	105 €	2h40	
	Mode B	89 €	2 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h45 8 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h30	

Q. Présentation des 50 scénarios de l'enquête en préférences déclarées

Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
31	Mode A	75 €	2h40	
	Mode B	25 €	2 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h45 8 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h30	
32	Mode A	54 €	2h40	
	Mode B	45 €	1 chance sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h 9 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h40	
33	Mode A	75 €	2h40	
	Mode B	123 €	1 chance sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h 9 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h40	
34	Mode A	105 €	2h40	
	Mode B	45 €	3 chances sur 4 de faire face à un temps de transport de 3h30 1 chance sur 4 de faire face à un temps de transport de 2h30	
35	Mode A	145 €	2h40	
	Mode B	45 €	2 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h45 8 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h30	
36	Mode A	39 €	2h40	
	Mode B	63 €	3 chances sur 4 de faire face à un temps de transport de 3h30 1 chance sur 4 de faire face à un temps de transport de 2h30	
37	Mode A	54 €	2h40	
	Mode B	123 €	1 chance sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h20 9 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h40	
38	Mode A	39 €	2h40	
	Mode B	45 €	1 chance sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h20 9 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h40	
39	Mode A	105 €	2h40	
	Mode B	123 €	4 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h40 6 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h10	
40	Mode A	75 €	2h40	
	Mode B	89 €	3 chances sur 4 de faire face à un temps de transport de 3h30 1 chance sur 4 de faire face à un temps de transport de 2h30	
41	Mode A	39 €	2h40	
	Mode B	123 €	2 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h45 8 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h30	
42	Mode A	105 €	2h40	
	Mode B	25 €	1 chance sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h20 9 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h40	

Q. Présentation des 50 scénarios de l'enquête en préférences déclarées

Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
43	Mode A	145 €	2h40	
	Mode B	89 €	1 chance sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h20 9 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h40	
Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
44	Mode A	105 €	2h40	
	Mode B	63 €	1 chance sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h 9 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h40	
Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
45	Mode A	39 €	2h40	
	Mode B	89 €	1 chance sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h 9 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h40	
Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
46	Mode A	145 €	2h40	
	Mode B	123 €	3 chances sur 4 de faire face à un temps de transport de 3h30 1 chance sur 4 de faire face à un temps de transport de 2h30	
Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
47	Mode A	75 €	2h40	
	Mode B	63 €	1 chance sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h20 9 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h40	
Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
48	Mode A	54 €	2h40	
	Mode B	89 €	4 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h40 6 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h10	
Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
49	Mode A	54 €	2h40	
	Mode B	63 €	2 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 3h45 8 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h30	
Scénario	Mode	Prix	Temps	Votre choix
50	Mode A	145 €	2h40	
	Mode B	63 €	4 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h40 6 chances sur 10 de faire face à un temps de transport de 2h10	

R Présentation du questionnaire socio-économique

Figure 3.13 – Questionnaire socio-économique

Q.2 : Quel est le revenu mensuel net de votre ménage ?

Revenu mensuel net du ménage	
De 0 à 800 €	
De 801 à 1600 €	
De 1601 à 2500 €	
De 2501 à 4000 €	
De 4001 à 7000 €	
Plus de 7000 €	

Q.3 : Quelle est la composition de votre ménage ?

Nombre total de personnes du ménage	
dont	
personnes de plus de 14 ans	
personnes de moins de 14 ans	

S Valeurs tutélaires du temps de transport

Les tableaux qui suivent sont issus du rapport Quinet (2013).

Tableau 3.12 – Valeurs du temps en urbain, tous modes (en euros 2010/h en 2010)

Motif de déplacement	France entière	Ile-de-France
Professionnel	17,5	22,3
Domicile-travail/études/garderie	10,0	12,6
Autres (achat, soin, visites, loisir, tourisme, etc.)	6,8	8,7
Sans détail du motif	7,9	10,7

Source : Rapport Quinet (2013) et DG Trésor.

Tableau 3.13 – Valeurs du temps en urbain, tous modes (en euros 2010/h en 2010)

Mode	Motif de déplacement	$d \leq 20$ km	$20 < d < 80$ km	$d = 80$ km	$80 < d < 400$ km	$d \geq 400$ km	NS	\bar{d} km
Route (VP)	Tous motifs	7,9	$0,09 \times d + 6,1$	13,3	$0,006 \times d + 12,8$	15,2	14,4	266,7
	Professionnel	17,5	$0,202 \times d + 13,5$	29,6	$0,016 \times d + 28,4$	34,8	32,7	
	Perso - vacances	6,8	$0,031 \times d + 6,2$	8,7	$0,012 \times d + 7,7$	12,4	10,9	
	Perso - autres	6,8	$0,067 \times d + 5,5$	10,8	$0,019 \times d + 9,3$	17,0	14,4	
Route (autocar)	Tous motifs	7,9	$0,166 \times d + 4,61$	17,9	$0,019 \times d + 19,3$	11,9	13,9	293,8
	Professionnel	17,5	$0,153 \times d + 14,5$	26,7	$0,004 \times d + 26,3$	28,0	27,6	
	Perso - vacances	6,8	$0,031 \times d + 6,2$	8,7	$0,003 \times d + 8,4$	9,8	9,4	
	Perso - autres	6,8	$0,067 \times d + 5,5$	10,8	$0,006 \times d + 10,4$	12,8	12,1	
Fer	Tous motifs	7,9	$0,246 \times d + 3,0$	22,7	$0,011 \times d + 21,8$	26,2	25,4	331
	Professionnel	17,5	$0,429 \times d + 9,0$	43,3	43,3	43,3	43,3	
	Perso - vacances	6,8	$0,250 \times d + 1,8$	21,8	21,8	21,8	21,8	
	Perso - autres	6,8	$0,265 \times d + 1,5$	22,7	22,7	22,7	22,7	
Aérien	Tous motifs	na	na	na	na	$0,001 \times d + 53,2$	54,2	1208,9
	Professionnel	na	na	na	na	72,9	72,9	
	Perso - vacances	na	na	na	na	52,2	52,2	
	Perso - autres	na	na	na	na	53,4	53,4	
Tous mode	Tous motifs	7,9	$0,155 \times d + 4,8$	17,2	$0,021 \times d + 15,5$	$0,006 \times d + 21,6$	19,1	
	Professionnel	17,5	$0,218 \times d + 13,2$	30,6	$0,029 \times d + 28,3$	$0,020 \times d + 32,0$	36,2	
	Perso - vacances	6,8	$0,055 \times d + 5,7$	10,1	$0,022 \times d + 8,4$	$0,005 \times d + 15,1$	11,2	
	Perso - autres	6,8	$0,215 \times d + 2,5$	19,7	$0,003 \times d + 19,5$	$0,008 \times d + 17,3$	23,0	

Source : Rapport Quinet (2013) et DG Trésor.

Bibliographie

- [1] Abdel-Aty M.A., Kitamura R., Jovanus P.P. (1997), Using stated preference data for studying the effect of advanced traffic information on drivers' route choice. *Transportation Research Part C*, Vol. 5, p. 39 – 50.
- [2] Abkowitz M.D. (1981), An analysis of the commuter departure time decision. *Transportation*, Vol. 10, 283 – 297.
- [3] Allais M. (1953), Le comportement de l'homme rationnel devant le risque : critique des postulats et axiomes de l'école américaine. *Econometrica*, Vol. 21, p. 503 – 546.
- [4] Arnott R., De Palma A., Lindsey R. (1990), Economics of a Bottleneck. *Journal of Urban Economics*, Vol. 27, p. 111 – 130.
- [5] Arnott R., De Palma A., Lindsey R. (1993), A structural model of peak-period congestion : A traffic bottleneck with elastic demand. *The American Economic Review*, Vol. 83, p. 161 – 179.
- [6] Arnott R., De Palma A., Lindsey R. (1994), The welfare effects of congestion tolls with heterogeneous commuters. *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 28, p. 139 – 161.
- [7] Arrow K.J. (1965), Aspects of the Theory of Risk Bearing. Helsinki, *Academic Bookstores*.
- [8] Artzner P., Delbaen F., Eber J-M., Heath D. (1999), Coherent measures of risk. *Mathematical Finance*, Vol. 9, No. 3, p. 203 – 228.

- [9] Asensio J., Matas A. (2008), Commuters' valuation of travel time variability. *Transportation Research Part E*, Vol. 44, p. 1074 – 1085.
- [10] Association of Train Operating Companies (ATOC) (2005), Passenger Demand Forecasting Handbook.
- [11] Bates J., Polak J., Jones P., Cook A. (2001), The valuation of reliability for personal travel. *Transportation Research Part E*, Vol. 37, p. 191 – 229.
- [12] Bates J. (2012), Values of time and reliability in passenger and freight transport in The Netherlands. *Report for the Ministry of Infrastructure and the Environment*.
- [13] Batley R. (2007), Marginal valuations of travel time and scheduling, and the reliability premium. *Transportation Research Part E*, Vol. 43, p. 387 – 408.
- [14] Batley R., Ibáñez J.N. (2009), Randomness in preferences, outcomes and tastes : an application to journey time risk. *International Choice Modelling Conference*.
- [15] Batley R. Dargay J., Wardman M. (2011), The impact of lateness and reliability on passenger rail demand. *Transportation Research Part E*, Vol. 47, p. 61 – 72.
- [16] Beaud M., Blayac T., Stéphan M. (2012), Value of travel time reliability : two alternative measures. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, Vol. 54, p. 349 – 356.
- [17] Berthier J.P. (1998), Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique. *Les Cahiers Scientifiques du Transport*, Vol. 34, p. 3 – 29.
- [18] Bhat C.R. (1998), Analysis of travel time mode and departure time choice for urban shopping trips. *Transportation Research Part B*, Vol. 32, p. 361 – 371.
- [19] Bhat C.R., Sardesai R. (2006), The impact of stop-making and travel time reliability on commute mode choice. *Transportation Research Part B*, Vol. 40, p. 709 – 730.

- [20] Bhourri N., Aron M., Kauppila J. (2012), Relevance of travel time reliability indicators : a managed lanes case study. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, Vol. 54, p. 450 – 459.
- [21] Bierlaire M. (2003), BIOGEME : A free package for the estimation of discrete choice models. *Proceedings of the 3rd Swiss Transportation Research Conference*.
- [22] Bierlaire M. (2008), An introduction to BIOGEME Version 1.6.
- [23] Billette de Villemeur E., Ivaldi M., Quinet E., Urdanoz M. (2011), Optimal Air Traffic Delays. Schaefer, Dirk (ed) *Proceedings of the SESAR Innovation Days, 2011*.
- [24] Blayac T., Causse A. (2001), Value of travel time : a theoretical legitimization of some nonlinear representative utility in discrete choice models. *Transportation Research Part B*, Vol. 35, p. 391 – 400.
- [25] Blayac T., (2006), Value of travel time : A comparison of several functional forms for the conditional indirect utility in discrete choice models, *Perspectives on Competition in Transportation*, INFER Research Perspectives, Michael Pickhardt, Jordi Sardà Pons (Eds.), LIT Verlag, Berlin, p. 163 – 184.
- [26] Blayac T. (2007), Modelling and Estimating a Value of Travel Time Savings for Sea Transport Modes - An Empirical Study in Stated Preferences for the Regular Links between the Mediterranean Coast of France and Corsica. *International Journal of Transport Economics*, Vol. 34, p. 87 – 111.
- [27] Boiteux M. (2001), Transports : choix des investissements et coût des nuisances. Commissariat Général du Plan, *La documentation Française*.
- [28] Booz-Allen et Hamilton, Inc. (1998), 1998 California Transportation Plan : Transportation System Performance Measures : Final Report. California Department of Transportation, *Transportation System Information Program*, Sacramento, California, August 1998.
- [29] Börjesson M., Eliasson J. (2011), On the use of "average delay" as a measure of train reliability. *Transportation Research Part A*, Vol. 45, p. 171 – 184.

- [30] Börjesson M., Eliasson J., Franklin J. (2012), Valuations of travel time variability in scheduling versus mean-variance models. *Transportation Research Part B*, Vol. 46, p. 855 – 873.
- [31] Brownstone D., Small K.A. (2005), Valuing time and reliability : assessing the evidence from road pricing demonstrations. *Transportation Research Part A*, Vol. 39, p. 279 – 293.
- [32] Carrion C., Levinson D. (2012), Value of travel time reliability : A review of current evidence. *Transportation Research Part A*, Vol. 46, p. 720 – 741.
- [33] Carrion C., Levinson D. (2013), Valuation of travel time reliability from a GPS-based experimental design. *Transportation Research Part C*, Vol. 35, p. 305 – 323.
- [34] Certu (2010), Comprendre le trafic routier - Méthodes et calculs sous la direction de Buisson C. et Lesort J.-B. *Collection Références*.
- [35] Certu (2012), Évaluation des transports en commun en site propre - Recommandations pour l'évaluation socio-économique des projets de TCSP. *Collection Références*.
- [36] Chen A., Ji Z., Recker W. (2002), Travel time reliability with risk-sensitive travelers. *Transport Research Record : Journal of the Transportation Research Board*, Vol. 1783/2002 Transportation Network Modeling 2002, p. 27 – 33.
- [37] Commission Mobilité 21 (2013), Mobilité 21 - Pour un schéma national de mobilité durable. *Rapport*, juin 2013.
- [38] Coulombel N., De Palma A. (2012), The value of reliability : An equilibrium approach. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, Vol. 54, p. 946 – 955.
- [39] Coulombel N., De Palma A. (2014), The marginal social cost of travel time variability. *Transportation Research Part C*, Vol. 47, p. 47 – 60.
- [40] Crainich D., Eeckhoudt L. (2005), La notion économique de prudence - Origine et développements récents. *Revue économique*, Vol. 56, p. 1021 – 1032.

- [41] De Borger B., Fosgerau M. (2008), The trade-off between money and travel time : A test of the theory of reference-dependent preferences. *Journal of Urban Economics*, Vol. 64, p. 101 – 115.
- [42] Dechenaux E., Mago S.D., Razzolini L. (2014), Traffic congestion : an experimental study of the Downs-Thomson paradox. *Experimental Economics*, Vol. 17, p. 461 – 487.
- [43] De Jong G., Pieters M., Daly A., Graafland I., Kroes E., Koopmans C. (2005), Using the logsum as an evaluation measure Literature and Case Study. *Rand Europe Working Paper 275*, WR-275-AVV, May 2005.
- [44] De Jong G., Daly A., Pieters M., Hoorn T. (2007), The logsum as an evaluation measure : Review of the literature and new results. *Transportation Research Part A*, Vol. 41, p. 874 – 889.
- [45] De Jong G., Kouwenhoven M., Kroes E., Rietveld P., Warffemius P. (2009), Preliminary Monetary Values for the Reliability of Travel Times in Freight Transport. *EJTIR* 9(2), June 2009, p. 83 – 99.
- [46] De Jong G., Kouwenhoven M., Bates J., Koster P., Verhoef E., Tavasszy L., Warffemius P. (2014), New SP-values of time and reliability for freight transport in the Netherlands. *Transportation Research Part E*, Vol. 64, p. 71 – 87.
- [47] De Jong G., Bliemer M. (2015), On including travel time reliability of road traffic in appraisal. *Transportation Research Part A*, Vol. 73, p. 80 – 95.
- [48] Delache X. (2008), Fiabilité des transports : Quelques éléments d'analyse économique. *Document de travail*.
- [49] Dempster A.P., Laird N.M., Rubin D.B. (1977), Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm (with discussion). *J.R. Stat. Soc. B* 39, 1 – 38.
- [50] Dempster A.P., Laird N.M., Rubin D.B. (1980), Iteratively weighted least squares for linear regression where errors are normal independent distribu-

- ted. In : Krishnaiah P.R. (ed.) *Multivariate Analysis*, Vol. 5, p. 35 – 37. North-Holland, Amsterdam.
- [51] Denant-Boèmont L., Willinger M., Rullière J-L., Hammiche S., Ziegelmeyer A., Neveu M., Petiot R., Boun My K., Gabuthy Y., Delvert K. (2002), Les modèles structurels de congestion : une étude expérimentale. *Rapport final*.
- [52] De Palma A., Thisse J. (1987), Les modèles de choix discrets. *Annales d'économie et de statistique*, Vol. 9, p. 151 – 190.
- [53] De Palma A., Fontan C. (2001), Éléments d'analyse de la composante horaire des déplacements : le cas de la région Ile-de-France. *Les Cahiers Scientifiques du Transport*, Vol. 39, p. 55 – 86.
- [54] De Palma A., Picard N. (2005), Route choice decision under travel time uncertainty. *Transportation Research Part A*, Vol. 39, p. 295 – 324.
- [55] De Palma A., Lindsey R., Picard N. (2008), Risk aversion, the value of information and traffic equilibrium. *Working paper*.
- [56] De Palma A., Ben-Akiva M., Brownstone D., Magnac T., McFadden D., Moffatt P., Picard N., Train K., Wakker P., Walker J. (2008), Risk, Uncertainty and discrete choice models. *Marketing Letters*, Vol. 19, p. 269 – 285.
- [57] De Serpa A.C. (1971), A theory of the economics of time. *Economic Journal*, Vol. 81, p. 828 – 845.
- [58] De Serpa A.C. (1973), Microeconomic theory and the valuation of travel time : some clarification. *Regional and Urban Economics*, Vol. 2, p. 401 – 410.
- [59] Devarasetty P., Burris M., Shaw W. (2012), The value of travel time and reliability-evidence from a stated preference survey and actual usage. *Transportation Research Part A*, Vol. 46, p. 1227 – 1240.
- [60] DGAC (2010), Observatoire des retards du transport aérien : Bilan annuel 2010.
- [61] DGAC (2011), Observatoire des retards du transport aérien : Bilan annuel 2011.

- [62] Direction générale des Infrastructures, des Transports et de la Mer (2014), Note technique du 27 juin 2014 relative à l'évaluation des projets de transport (*non publié au Journal Officiel*).
- [63] Dupuit J. (1844), De la mesure de l'utilité des travaux publics. *Annales des Ponts et Chaussées*.
- [64] Eeckhoudt L., Gollier C., Schlesinger H. (2005), Economic and Financial Decisions under Risk. Ed. Princeton.
- [65] El Faouzi N.E., Maurin M. (2006), Sur la loi de la somme de variables log-normales : application à la fiabilité des temps de parcours routiers. *Actes des XXXVII èmes Journées de Statistiques*, Clamart.
- [66] Eliasson J. (2006), Forecasting travel time reliability. *Proceedings of the European Transport Conference*.
- [67] Engelson L., Fosgerau M. (2011), Additive measures of travel time variability. *Transportation Research Part B*, Vol. 45, p. 1560 – 1571.
- [68] Engle R., Manganelli S. (2011), Value at risk models in finance. *Working paper*.
- [69] Ettema D., Timmermans H. (2002), Modelling departure time choice in the context of activity scheduling behavior. *Transportation Research Record : Journal of the Transportation Research Board Volume 1831/2003 Travel Demand and Land Use 2003*, p. 39 – 46.
- [70] Fosgerau M., Hjorth K., Lyk Jensen S.V. (2007), The Danish Value of Time Study. *The Danish Transport Research Institute*.
- [71] Fosgerau M., Hjorth K., Brems C., Fukuda D. (2008), Travel time variability : Definition and valuation. *Technical University of Denmark, Transport*.
- [72] Fosgerau M., Karlström A. (2010), The value of reliability. *Transportation Research Part B*, Vol. 44, p. 38 – 49.
- [73] Fosgerau M., Engelson L. (2011), The value of travel time variance. *Transportation Research Part B*, Vol. 45, p. 1 – 8.

- [74] Fosgerau M., Fukuda D. (2012), Valuing travel time variability : Characteristics of the travel time distribution on an urban road. *Transportation Research Part C*, Vol. 24, p. 83 – 101.
- [75] Gaudry M., Dagenais G. (1978), The use of Box-Cox transformations in regression models with heteroskedastic autoregressive residuals. *Working Paper*, Centre de recherche sur les transport, Université de Montréal.
- [76] Gaudry M., Mills M. (1978), Estimating the functional form of travel demand models. *Transportation Research*, Vol. 12, p. 257 – 289.
- [77] Gaudry M., Briand A., Paulmyer I., Tran C.L. (2004), Choix modal transpyrénéen ferroviaire, intermodal et routier : un modèle Logit Universel de forme Box-Cox Généralisée. *Lebacque P., Boillot F and M. Aron (eds), Modélisation du trafic-Actes du groupe de travail, 2004*, Vol. 2005, p. 11 – 119.
- [78] Gaver D. (1968), Headstart strategies for combating congestion. *Transportation Science*, Vol. 2, p. 172 – 181.
- [79] Hamer R., De Jong G., Kroes E.P., (2005), The value of reliability in Transport - Provisional values for the Netherlands based on expert opinion. *RAND Technical Report Series*, TR-240-AVV.
- [80] Hammiche S., Denant-Boèmont L. (1997), Cohérence du calcul économique et financement public des grands projets d'infrastructure. Le cas de l'autoroute ferroviaire. *Revue économique*, Vol. 48, Le financement des grandes infrastructures, p. 271 – 294.
- [81] Hensher D.A. (1994), Stated preference analysis of travel choices : the state of practice. *Transportation*, Vol. 21, p. 107 – 133.
- [82] Hensher D.A., Greene W., Li Z. (2011), Embedding risk attitude and decision weights in non-linear logit to accomodate time variability in the value of expected travel time savings. *Transportation Research Part B*, Vol. 45, p. 954 – 972.

- [83] Hensher D.A., Li Z., Rose J. (2013), Accommodating risk in the valuation of expected travel time savings. *Journal of advanced transportation*, Vol. 47, p. 206 – 224.
- [84] Hicks J.R. (1943), The Four Consumer's Surpluses, *Review of Economic Studies*, Vol. 11, p. 31 – 41.
- [85] Higatani A., Kitazawa T., Tanabe J., Suga Y., Sakhar R., Asakura Y. (2009), Empirical Analysis of Travel Time Reliability Measures in Hanshin Expressway Network. *Journal of Intelligent Transportation Systems : Technology, Planning and Operations*, Vol. 13(1), p. 28 – 38.
- [86] Highway Capacity Manual (2000) by Transportation Research Board, Washington D.C.
- [87] Hjorth K., Fosgerau M. (2012), Using prospect theory to investigate the low marginal value of travel time for small time changes. *Transportation Research Part B*, Vol. 46, p. 917 – 932.
- [88] Hollander Y. (2006), Direct versus indirect models for the effects of unreliability. *Transportation Research Part A*, Vol. 40, p. 699 – 711.
- [89] Holt C., Laury S. (2002), Risk aversion and incentive effects. *American Economic Review*, Vol. 92, p. 1644 – 1655.
- [90] Hotelling H. (1938), The General Welfare in Relation to Problems of Taxation and of Railway and Utility Rates. *Econometrica*, Vol. 6, p. 242 – 269.
- [91] Jackson W., Jucker J. (1982), An empirical study of travel time variability and travel choice behavior. *Transportation Science*, Vol. 16, p. 460 – 475.
- [92] Jensen J. (1906), Sur les fonctions convexes et les inégalités entre les valeurs moyennes. *Acta Mathematica*, Vol. 30, p. 175 – 193.
- [93] Jin L., McLeod D. (2012), Comparaison of travel time indexes and other travel time reliability measures using Florida freeway spot speed data. *Transportation Research Board 92nd Annual Meeting*.

- [94] Kahneman D., Tversky A. (1979), Prospect Theory : An analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, Vol. 47, No 2, p. 263 – 292.
- [95] Kimball M.S. (1990), Precautionary Saving in the Small and in the Large. *Econometrica*, Vol. 58, p. 53 – 73.
- [96] Knight T.E. (1974), An approach to the evaluation of changes in travel unreliability : A "safety margin" hypothesis. *Transportation*, Vol. 3, p. 393 – 408.
- [97] Kohli S., Daly A. (2006), The use of logsums in welfare estimation : application in PRISM. *Proceedings of the European Transport Conference*, Strasbourg, France.
- [98] Kouwenhoven M., De Jong G., Rietveld P. (2005), Reliability Ratio's voor het Goederenvervoer. *Final report to AVV, Rand Technical Report Series, WR-274-AVV*, Pays-Bas.
- [99] Kouwenhoven M., Van Grol R., Kroes E., Schoemakers A. (2006), Development of a Toll to Assess the Reliability of Dutch Road Networks, *Proceedings of the European Transport Conference*, Strasbourg, France.
- [100] Kouwenhoven M., De Jong G., Koster P., Van den Berg V., Verhoef E., Bates J., Warffemius P. (2014), New values of time and reliability in passenger transport in The Netherlands. *Research in Transportation Economics*, Vol. 47, p. 37 – 49.
- [101] Lam T.C., Small K.A. (2001), The value of time and reliability : measurement from a value pricing experiment. *Transportation Research Part E*, Vol. 37, p. 231 – 251.
- [102] Li Z., Hensher D.A., Rose J.M. (2009), Valuation of travel time reliability in an extended expected utility theory framework. *Presented at the 12th International Conference on Travel Behaviour Research*, Jaipur.
- [103] Li Z., Hensher D.A., Rose J.M. (2010), Willingness to pay for travel time reliability in passenger transport : A review and some new empirical evidence. *Transportation Research Part E*, Vol. 46, p. 384 – 403.

- [104] Li Z., Hensher D.A. (2011), Prospect theoretic contributions in understanding traveller behaviour : A review and some comments. *Transport Reviews*, Vol. 31, p. 97 – 115.
- [105] Li Z., Tirachini A., Hensher D.A. (2012), Embedding risk attitudes in a scheduling model : Application to the study of commuting departure time. *Transportation Science*, Vol. 46, p. 170 – 188.
- [106] Li Z., Hensher D.A. (2013), Behavioural implications of preferences, risk attitudes and beliefs in modelling risky travel choice with travel time variability. *Transportation*, Vol. 40, p. 505 – 523.
- [107] Lomax T., Schrank D., Turner S., Margiotta R. (2003), Selecting travel reliability measures. *Texas Transportation Institute monograph (May, 2003)*.
- [108] Mahmassani H.S., Chang G. (1986), Experiments with departure time choice dynamics of urban commuters. *Transportation Research Part B*, Vol. 20, p. 297 – 230.
- [109] Markovich M., Concas S., Kolpakov A. (2009), Synthesis of research on value of time and value of reliability. *National Center for Transit Research, Center for Urban Transportation Research, 2009*.
- [110] Maronna R.A. (1976), Robust M-estimators of multivariate location and scatter. *Annals of Statistics*, Vol. 4, p. 51 – 67.
- [111] Marshall A. (1920), *Principles of Economics*. (8th ed.) Macmillan London.
- [112] Mayer C., Sinai T. (2003), Network Effects, Congestion Externalities, and Air Traffic Delays : Or Why Not All Delays Are Evil. *The American Economic Review*, Vol. 93, p. 1194 – 1215.
- [113] Meunier D. (2014), Calcul du surplus de l'utilisateur. Tome 2 du rapport « L'évaluation socio-économique en période de transition », *Rapports & Documents*.
- [114] Ministère de l'Équipement, des Transports, du Logement, du Tourisme et de la Mer (mars 2004 mise à jour le 27 mai 2005), Instruction-cadre relative

- aux méthodes d'évaluation économique des grands projets d'infrastructures de transport.
- [115] Ministère de l'Ecologie, du développement durable et de l'énergie (2014), Instruction du Gouvernement du 16 juin 2014 relative à l'évaluation des projets de transports (Texte non paru au Journal Officiel).
- [116] Mirabel F., Reymond M. (2011), Bottleneck congestion pricing and modal split : Redistribution of toll revenue. *Transportation Research Part A*, Vol. 45, 18 – 30.
- [117] MVA, ITS Leeds University, TSU Oxford University (1987), Value of travel time savings. *Policy Journals*, Newbury, Oxford.
- [118] Nadarajah S., Kotz S. (2008), Estimation methods for the multivariate t distribution. *Acta Applied Mathematics*, Vol. 102, p. 99 – 118.
- [119] Noland R.B., Small K.A. (1995), Travel-time uncertainty, departure time choice and the cost of the morning commute. *Paper presented to the 74th the Annual Meeting of the Transportation Research Board*, Washington DC.
- [120] Noland R.B. (1997), Commuter responses to travel time uncertainty under congested conditions : Expected costs and the provision of information. *Journal of Urban Economics*, Vol. 41, 377 – 406.
- [121] Noland R.B., Small K.A., Koskenoja P.M., Chu X. (1998), Simulating travel reliability. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 28, p. 535 – 564.
- [122] Noland R.B., Polak J.W. (2002), Travel time variability : a review of theoretical and empirical issues. *Transport reviews*, Vol. 2002, 39 – 54.
- [123] OCDE (2010), Améliorer la fiabilité des réseaux de transport de surface. *Ed. OCDE*.
- [124] Parlement Européen et du Conseil (2004), Règlement (CE) n° 261/2004 établissant des règles communes en matière d'indemnisation et d'assistance des passagers en cas de refus d'embarquement et d'annulation ou de retard im-

- portant d'un vol, et abrogeant le règlement (CEE) n° 295/91. *Journal officiel de l'Union européenne*.
- [125] Parlement Européen et du Conseil (2007), Règlement (CE) n° 1371/2007 sur les droits et obligations des voyageurs ferroviaires. *Journal officiel de l'Union européenne*.
- [126] Pratt J. (1964), Risk aversion in the small and in the large. *Econometrica*, Vol. 32, p. 122 – 136.
- [127] Quinet E. (2013), L'évaluation socio-économique des investissements publics. *Rapport du Commissariat général à la stratégie et à la prospective*, septembre 2013.
- [128] Ramezani M., Geroliminis N. (2012), On the estimation of arterial route travel time distribution with Markov chains. *Transportation Research Part B*, Vol. 46, p. 1576 – 1590.
- [129] Rezaeestakhruie H., Babaei M., Kalantari N. (2013), Mode-specific VOT and VOR for different user classes in Iran. *Proceedings of 92nd Annual Meeting of the Transportation Research Board*.
- [130] Rothschild M., Stiglitz J. (1970), Increasing risk I : a definition. *Journal of Economic Theory*, Vol. 2, p. 225 – 243.
- [131] Saberi M.K., Bertini R.L. (2010), Analysis of Freeway Travel Time Reliability at Segment Level. *Proceedings of 89th Annual Meeting of the Transportation Research Board*.
- [132] Sadefo Kamdem J. (2009), Δ -VaR and Δ -TVaR for portfolios with mixture of elliptic distributions risk factors and DCC. *Insurance : Mathematics and Economics*, Vol. 44 (3), p. 325 – 336.
- [133] Schrank D., Lomax T., Texas Transportation Institute (2002), The 2002 Urban mobility report.
- [134] Schrank D., Lomax T., Texas Transportation Institute (2003), The 2003 Urban mobility report.

- [135] Schrank D., Lomax T., Texas Transportation Institute (2007), The 2007 Urban mobility report.
- [136] Schrank D., Lomax T., Texas Transportation Institute (2009), The 2009 Urban mobility report.
- [137] Senna L.A.D.S. (1994), The influence of travel time variability on the value of time. *Transportation*, Vol. 21, p. 203 – 228.
- [138] Sétra (2012), Fiabilité des temps de parcours : éléments de valorisation économique. Rapport juin 2012.
- [139] Sétra (2012b), L'induction de trafic - Revue bibliographique. Rapport octobre 2012.
- [140] Sétra (2013), Valise pédagogique - calcul socio-économique. Rapport janvier 2013.
- [141] Shaw T., Jackson D. (2003), Reliability performance measures for highway systems and segments. *Proceedings of 82nd Transportation Research Board Annual Meeting*, Washington D.C.
- [142] Siroën J-M. (1995), Dupuit et la pensée économique contemporaine. *Revue française d'économie*, Vol. 10, p. 35 – 54.
- [143] Small K.A., Rosen H.S. (1981), Applied welfare economics with discrete choice models. *Econometrica*, Vol. 49, p. 105 – 129.
- [144] Small K.A. (1982), The scheduling of consumer activities : work trips. *The American Economic Review*, Vol. 72, p. 467 – 479.
- [145] Small K.A. (1992), Trip scheduling in urban transportation analysis. *The American Economic Review*, Vol. 82, p. 482 – 486.
- [146] Small K.A., Noland R., Koskenoja P. (1995), Socio-economic attributes and impacts of travel reliability : A stated preference approach. *Research Reports*, California Partners for Advanced Transit and Highways (PATH), Institute of Transportation Studies (UCB), UC Berkeley.

- [147] Small K.A., Winston C., Yan J. (2005), Uncovering the distribution of motorists' preferences for travel time and reliability. *Econometrica*, Vol. 73, p. 1367 – 1382.
- [148] Small K.A. (2012), Valuation of travel time. *Economics of Transportation*, Vol. 1, p. 2 – 14.
- [149] SNCF (2012), Perception client des retards et analyse des réseaux Transilien. *Annexe 11 du Rapport et documents Valeur du temps du rapport Quinet (2013)*, p. 83 – 86.
- [150] Taylor M.A.P. (2012), Modelling travel time reliability with the Burr distribution. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, Vol. 54, p. 75 – 83.
- [151] Tu H., Li H., Van Lint H., Van Zuylen H. (2012), Modeling travel time reliability of freeways using risk assessment techniques. *Transportation Research Part A*, Vol. 46, p. 1528 – 1540.
- [152] Turner S.M., Best M.E., Schrank D.L. (1997), Measures of effectiveness for major investment studies. *Final research report No. SWUTC/96/467106-1*.
- [153] Tversky A., Kahneman D. (1992), Advances in Prospect Theory : Cumulative Representation of Uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 5, p. 297 – 323.
- [154] Uchida K. (2014), Estimating the value of travel time and of travel time reliability in road networks. *Transportation Research Part B*, Vol. 66 p. 129 – 147.
- [155] Van Amelsfort D.H., Bliemer M. (2005), Valuation of uncertainty in travel time and arrival time : some findings from a choice experiment. *Paper submitted for ERSA 2005 conference, Amsterdam*.
- [156] Van Lint J.W.C., Van Zuylen H.J. (2005), Monitoring and predicting freeway travel time reliability : Using width and skew of the day-to-day travel time distribution. *Transportation Research Record*, Vol. 1917, p. 54 – 62.

- [157] Van Lint J.W.C., Van Zuylen H.J., Tu H. (2008), Travel time unreliability on freeways : Why measures based on variance tell only half the story. *Transportation Research Part A*, Vol. 42, p. 258 – 277.
- [158] Vickrey W.S. (1969), Congestion theory and transport investment. *The American Economic Review*, Vol. 59, No 2, p. 251 – 260.
- [159] Walliser B. (1990), Le calcul économique. *Collection Repères*.
- [160] Wang Q., Sundberg M., Karlström A. (2013), Scheduling choices under rank dependent utility maximization. *Working Paper*, Centre for Transport Studies Stockholm.
- [161] Wardman M., Batley R. (2014), Travel time reliability : a review of late time valuations, elasticities and demand impacts in the passenger rail market in Great Britain. *Transportation*, Vol. 41, p. 1041 – 1069.
- [162] Willig R. (1976), Consumer's surplus without apology. *American Economic Review*, Vol. 66, p. 589 – 597.
- [163] Zamparini L., Reggiani A. (2007), Meta-Analysis and the Value of Travel Time Savings : A Transatlantic Perspective in Passenger Transport. *Networks and Spatial Economics*, Vol. 7, p. 377 – 396.
- [164] Zerguini S., Savy M. (2010), La valeur de la fiabilité des durées d'acheminement dans le transport ferroviaire de fret. *Les cahiers scientifiques du transport*, Vol. 58, p. 99 – 126.

Ressources internet

- [165] AQST : www.qualitetransports.gouv.fr
- [166] Banque Mondiale : www.banquemondiale.org
- [167] DRIEA Ile-de-France : www.driea.ile-de-france.developpement-durable.gouv.fr

[168] IFSTTAR : www.ifsttar.fr

[169] SNCF : www.voyages-sncf.com

[170] SNCF : www.infolignes.com

VU et PERMIS D'IMPRIMER



A Montpellier, le

Le Président de l'Université de Montpellier

Philippe Augé

Fiabilité du temps de transport : Mesures, valorisation monétaire et intégration dans le calcul économique public

Maïté Stéphan

Résumé : Cette thèse aborde la question de la fiabilité du temps de transport. L'étude de la fiabilité du temps de transport trouve ses sources dans le fait que, dans bien des situations, le temps de transport n'est pas certain, mais aléatoire. De nombreux événements peuvent en effet modifier le temps de transport prévu par les opérateurs ou espéré par les usagers. Par ailleurs, lors de l'évaluation socioéconomique de projets d'investissement en infrastructure de transport, il peut exister un arbitrage entre gain de temps et gain de fiabilité. Or, comme la fiabilité est encore à l'heure actuelle, difficilement intégrable dans ce type d'évaluation, ces projets d'investissement voient leur rentabilité collective sous-estimée conduisant à leurs reports. Il émerge ainsi trois problématiques majeures relatives à l'étude de la fiabilité du temps de transport : sa mesure, sa valorisation monétaire (i.e. la disposition à payer des individus pour améliorer la fiabilité du temps de transport) et enfin, sa prise en compte dans les analyses coûts-avantages.

Un premier chapitre permet d'adapter les mesures usuelles de la fiabilité du temps de transport appliquées dans le cadre du transport routier, aux modes de transport collectif (fer et aérien plus particulièrement). Nous proposons également une nouvelle mesure de la fiabilité, le *Delay-at-Risk (DaR)* inspiré de la littérature financière. Le *DaR* est une transposition de la mesure de la *Value-at-Risk (VaR)* à l'économie des transports. Cette mesure est plus utile du point de vue des usagers pour la planification des trajets avec correspondance que les autres mesures.

Le deuxième chapitre a pour principal objectif de déterminer la disposition à payer des individus pour améliorer la fiabilité du temps de transport. Nous proposons un cadre théorique inspiré de la théorie de la décision en univers risqué à partir duquel nous définissons la préférence des individus à l'égard de la fiabilité (i.e. *reliability-proneness*) ainsi que la prudence. Nous développons des nouvelles mesures de la fiabilité du temps de transport, exprimées comme des primes de risque : la *reliability-premium* et la *VOR*. La *reliability-premium* détermine le temps de transport maximum supplémentaire qu'un individu est prêt à accepter pour supprimer l'intégralité du risque sur le temps de transport. La *VOR*, quant à elle, se définit comme la disposition maximale à payer d'un individu pour supprimer l'intégralité du risque sur le temps de transport. Par ailleurs, nous établissons également les conséquences sur la valeur du temps (*VTTs*) et de la fiabilité (*VOR*), de la prise en considération de l'attitude à l'égard du risque sur le temps de transport des usagers (aversion et prudence).

Le dernier chapitre de cette thèse a pour objet d'intégrer la fiabilité dans les évaluations socioéconomiques de projet d'investissement et plus particulièrement dans la détermination du surplus des usagers. Nous mettons en exergue un effet de diffusion des gains de fiabilité par rapport aux gains de temps. Ainsi, nous proposons des recommandations quant à l'arbitrage entre les projets générateurs de gain de temps et de gain de fiabilité en fonction des valeurs monétaires du temps (*VTTs*) et de la fiabilité (*VOR*).

Mots clés : Transport ; Valeur de la fiabilité ; Préférence à l'égard du risque ; Calcul économique public.

Travel time reliability: Measurement, monetary valuation and cost-benefit implication

Abstract : This thesis deals with the issue of travel time reliability. The study of travel time reliability emerges from the fact that in many situations, travel time is random. Many events can change the travel time forecasted by operators or expected by users. Moreover, a tradeoff may exist between time and reliability benefits when evaluating socio economic appraisal of transport infrastructure. However, since reliability is still difficult to integrate in this type of evaluation, investment projects' collective profitability is underestimated and often postponed. Thus, three main issues of travel time reliability analysis emerge: measurement, monetary valuation and implication for cost benefit analysis. This thesis is organized in three chapters.

The first chapter adapts the measure of travel time reliability typically used in the road transport context to the collective modes (rail and air, in particular). We also develop a new reliability measure: the *Delay-at-Risk (DaR)*. *DaR* is an implementation of the *Value-at-Risk (VaR)* measure into the transport economic framework. The *DaR* seem to be relevant and understandable information for the users, especially to plan their travel and avoid missing their connections.

The main objective of the second chapter is to define the users' willingness to pay to improve travel time reliability. We present a theoretical framework based on decision theory under risk. We introduce the concept of *reliability-proneness* (i.e. travel time risk aversion) and prudence. We develop new measures of travel time reliability expressed as risk premium: the *reliability-premium* and *VOR*. The *reliability-premium* is the maximum amount of additional travel time that an individual is willing to accept to escape all the risk of travel time. The *VOR* is defined as the maximum monetary amount that an individual is willing to pay to escape all the risk of travel time. Furthermore, we also establish the link with attitudes towards risks of travel time (aversion and prudence) and the impact of the value of travel time (*VTTs*) and the value of reliability (*VOR*).

The final chapter of this thesis integrates reliability in investments project's socioeconomic appraisal. More particularly, it allows to determine users' surplus valuation. We highlight a diffusion effect of reliability benefits with regard to travel time benefits. Thus, we propose recommendations regarding the tradeoff between projects that generate time benefits compared with reliability benefits, according to the monetary values of travel time (*VTTs*) and reliability (*VOR*).

Keywords: Transportation ; Value of reliability ; Risk attitude ; Cost-benefit analysis.