

*Prise en compte de la fiabilité
des temps de déplacement
voyageurs dans le calcul socio-
économique*



Historique des versions du document

Version	Date	Commentaire
2	2 janvier 2017	
3	15 mai 2017	
4	6 juillet 2017	Ajout des annexes 9 et 10

Rédacteurs

Sophie Dantan, ENS Paris-Saclay
André de Palma, ENS Paris-Saclay
Nathalie Picard, Université de Cergy
Anne Bouland, SNCF Réseau
Charlotte Coupé, DGITM
Olivier Gavaud, DGITM,
Hélène Le Maître, DGITM

Relecteurs

Comité méthodologique et scientifique du référentiel d'évaluation des projets de transports :
Emile Quinet, Professeur émérite à l'école nationale des ponts et chaussées
Yves Crozet, Professeur à l'Université de Lyon, membre du laboratoire d'économie des transports (LET) ;
Marc Gaudry, Professeur à l'Université de Montréal (Canada)
Marc Ivaldi, Directeur d'études à l'école des hautes études en sciences sociales, Toulouse School of Economics (TSE) ;
André de Palma, Professeur d'économie à l'école normale supérieure de Paris-Saclay ;
Jean Claude Prager, Société du Grand Paris, Directeur des études économiques ;
Stef Proost, Professeur à l'Université catholique de Louvain (Belgique).

Martin de Wissocq, DGITM

Référence(s) internet

<http://www.developpement-durable.gouv.fr/Comite-methodologique-et.html>

Synthèse

L'objectif de ce rapport est de proposer une comparaison des différentes méthodes de valorisation de la fiabilité des temps de déplacement afin d'en tirer des recommandations pour l'application à court terme dans les évaluations de projets de transports.

Ce rapport vise à traiter de la valorisation des gains de fiabilité à la fois pour les modes ferrés¹ et routiers afin d'homogénéiser les pratiques de valorisation des gains de fiabilité dans la mesure du possible et d'éviter les incohérences lors de l'évaluation de projets multimodaux.

Après une présentation succincte du contexte de valorisation de la fiabilité des temps de déplacement, ce rapport revient sur la comparaison de différentes méthodes de valorisation de la fiabilité des temps de déplacement selon différents angles : mesure des indicateurs de fiabilité des temps de déplacement, comparaison des méthodes en termes de hiérarchisation des projets et en termes de niveau de valorisation de la fiabilité et analyse des écarts constatés.

Trois grandes catégories de méthode de valorisation de la fiabilité sont ici utilisées et comparées :

- la méthode des variations compensatoires, appliquée ici avec une fonction d'utilité de type CRRA, consiste à calculer l'augmentation du temps de trajet espéré que l'usager est prêt à subir pour éviter la variabilité des temps de trajet et avoir un temps de trajet certain. Ce temps de déplacement équivalent dépend notamment de l'aversion au risque de l'usager ;
- les méthodes moyenne-dispersion, basées sur un ou deux indicateurs de fiabilité agrégés (moyenne, écart-type, décile). Ce type de méthode est utilisé à la fois pour les modes routiers et ferroviaires. Ces méthodes sont estimées à partir d'enquêtes de préférences déclarées et révélées et utilisés dans la plupart des recommandations des pays en termes d'inclusion de la fiabilité dans l'évaluation socio-économique (Royaume-Uni, Pays-Bas, Allemagne, Nouvelle-Zélande, Australie notamment) ;
- les modèles moyenne-retard sont une variante spécifique aux TC des modèles moyenne-dispersion, avec l'utilisation de la moyenne des retards par rapport à l'horaire affiché comme indicateur de fiabilité.

Les distributions de temps de parcours routiers utilisées sont celles observées sur une section de l'A4 en Ile-de-France sur une année. Les distributions de temps de parcours ferroviaires utilisées sont celles observées sur un mois (Juin 2016) sur des lignes TAGV et TER de plusieurs régions. Les projets testés dans la suite de l'étude correspondent au passage d'une option de référence caractérisée par la distribution des temps de parcours considérée à une option de projet au temps de parcours certain.

Distribution des temps de parcours.

Pour les trajets routiers, des relations simples semblent exister entre le P90 des temps de parcours, la moyenne des temps de parcours et d'autres variables (nombre de voies, moment de la journée (matin/soir), sens de circulation, qualité de l'infrastructure et occurrence de travaux). Ces relations devraient faire l'objet d'un programme d'étude pour étendre l'analyse à d'autres types de route que les voies rapides franciliennes, et tester le caractère explicatif d'autres variables (autres caractéristiques de la voie, conditions météorologiques, accidents corporels, etc.)

Ce type de relation simple n'a pas été trouvé pour l'écart-type des temps de parcours sur les données routières d'Ile-de-France.

¹ Les travaux sur le mode ferré s'appuient ici principalement sur l'exemple du réseau ferré national, sans prétendre refléter l'exhaustivité des constats ou pratiques des opérateurs de réseaux ferroviaires.

Le mode ferroviaire procède de façon différente : les distributions de temps de parcours peuvent être estimées à l'aide d'un modèle d'exploitation simulant les circulations des trains dans la situation projetée en y intégrant de façon exogène des événements disruptifs.

Les analyses faites sur le cas d'une voie réservée montrent que le gain de fiabilité réalisé sur un arc peut être très atténué sur l'ensemble d'une origine/destination empruntant l'arc considéré dès lors que le parcours comprend des sections congestionnées. Les gains de fiabilité doivent donc être calculés sur l'ensemble d'une origine/destination.

Le passage de la distribution des temps de parcours par arc à celle par O/D n'est pas simple lorsque l'hypothèse d'indépendance entre les distributions des temps de parcours ne peut pas être faite, ce qui correspond à la situation fréquente de propagation des bouchons. Ce passage de l'arc à l'O/D peut alors se faire selon différentes méthodes, en fonction des hypothèses prises sur les formes des distributions de temps de parcours des différents arcs et sur leurs corrélations. Il est notamment possible de calculer des corrélations entre arcs de façon simplifiée en fonction de la distance entre les arcs. La pertinence des différentes méthodes envisageables pour le cas des réseaux français devrait faire l'objet d'une analyse comparative afin d'identifier les méthodes les plus adaptées.

Hiérarchisation des projets en fonction des méthodes de valorisation de la fiabilité.

Il s'agit ici d'évaluer la robustesse des méthodes de valorisation de la fiabilité par une comparaison du classement des projets par les différentes méthodes de valorisation.

Cette comparaison, menée sur un ensemble de distributions contrastées, montre que les différentes méthodes de valorisation donnent des classements des projets identiques, pour les distributions de temps de parcours routières et ferroviaires, à de rares exceptions près, même si les différentes méthodes sont plus ou moins différenciantes (l'écart entre deux projets est plus ou moins important d'une méthode à une autre).

Un complément d'analyse mené sur un grand nombre de distributions de temps de parcours montre que :

- les résultats des différentes méthodes de type moyenne-dispersion sont très corrélés ;
- les résultats des méthodes de valorisation de la ponctualité des TC en urbain et interurbain sont très corrélées entre elles ;
- les résultats des méthodes de valorisation de la ponctualité des TC sont assez faiblement corrélés aux résultats des autres méthodes ;
- les résultats de la méthode faisant intervenir la variation compensatoire sont moyennement corrélés aux résultats des méthodes de type moyenne-dispersion.

Ces corrélations conduisent à des conclusions pour la mise en œuvre des méthodes :

- la méthode P90-P50, basée sur un écart inter-décile, donne des résultats assez corrélés à ceux de la méthode de la variation compensatoire et est relativement simple à mettre en œuvre (car les méthodes de projection du P90 existent et la moyenne, très corrélée à la médiane peut être utilisée dans le cas où l'on ne sait pas évaluer la médiane) ;
- les méthodes TC basées sur la ponctualité (% de trains retardés) sont peu corrélées aux autres méthodes (notamment à cause d'effets de seuil pour des trajets courts), ce qui rend leur mise en cohérence avec les autres méthodes complexe.

Comparaison des niveaux de valeur obtenus.

La comparaison des méthodes en termes de niveau de valorisation, sur les projets testés, conduit à distinguer :

- les écarts entre les méthodes TC basées sur la ponctualité d'une part et les autres méthodes testées d'autre part, très importants, et qui varient entre un facteur 5 et un facteur 18.
- les écarts entre les autres méthodes (moyenne-dispersion et variation compensatoire) qui varient entre un facteur 0,5 et un facteur 1,2 avec des ratios de fiabilité de 0.8 pour la méthode moyenne-écart-type et de 1 pour les autres, et une aversion au risque de 2 pour le calcul de la variation compensatoire.

Les écarts des méthodes TC et des autres méthodes semblent être dus principalement au mode d'enquête utilisé (préférence déclarées) et à la fonction d'utilité retenue, qui ne prend pas en compte le choix d'horaire et est discontinue, ce qui peut induire notamment une survalorisation des grands retards.

Les méthodes moyenne-dispersion sont relativement stables en fonction de l'indicateur de fiabilité choisi. La littérature permet de fournir des fourchettes de valorisation. Ainsi, pour la méthode moyenne-écart type, le ratio de fiabilité varie de 0,3 à 2,5.

Les méthodes moyenne-écart-type et de la variation compensatoire ont fait l'objet d'une comparaison détaillée dans ce document. Contrairement à la variation compensatoire, la méthode de la moyenne-écart-type ne nécessite pas de disposer l'ensemble de la distribution d'un temps de trajet dans le cas où on peut faire une hypothèse sur la variation de l'écart-type sans s'appuyer sur la variation de la distribution, et s'avère ainsi plus simple à appliquer. Pour des temps de trajets moyens relativement courts sans prise en compte de l'hétérogénéité des voyageurs, les deux méthodes donnent des résultats relativement comparables. En revanche, pour mesurer les gains de fiabilité sur des trajets longs ou congestionnés, la variation compensatoire semble plus adaptée car elle permet de prendre en compte la plus faible sensibilité des voyageurs à la variabilité des temps de trajet dans ces deux cas. De même, la prise de l'hétérogénéité peut aboutir à des résultats aberrants avec la méthode moyenne-écart-type (des gains de fiabilité négatifs en réduisant la probabilité de congestion) ce qui n'est pas le cas avec la variation compensatoire.

Les calculs avec les méthodes moyenne-dispersion peuvent sous estimer les gains par rapport aux calculs par les variations compensatoire si le temps moyen du trajet auquel s'applique le retard est faible par rapport au retard : plus le retard sera petit relativement au temps de trajet plus la variation compensatoire sera faible : pour un trajet de 30 minutes, un retard de 10 minutes sera valorisé plus fortement qu'un même retard de 10 minutes sur un trajet de 2h. Cet effet est lié au choix d'une fonction d'utilité de type CRRA et non CARA. Le choix de ce type de fonction d'utilité a été fait sur la base des résultats comparés des deux méthodes (CARA ou CRRA) sur les réponses à l'enquête MIMETTIC (et montré également dans de Palma et Picard, 2005). Les méthodes écart type ou P90-P50 ne seront quant à elles pas sensibles à la variation du temps de parcours. On peut noter également que la valeur du temps varie en fonction de la distance du trajet.

Le calcul par la méthode des variations compensatoires est sensible à l'aversion au risque si la distribution des temps de parcours présente une queue de distribution très grande (par exemple des retards de plus de 100 minutes). Il convient de noter que l'aversion au risque testée dans le rapport a été calibrée pour des trajets de moins de deux heures (à partir de l'enquête MIMETTIC). Il convient donc d'être particulièrement vigilant à la validité des queues de distributions estimées et de bien connaître l'effet du projet sur ces queues de distribution. A défaut, il est préférable de « tronquer » à la distribution avec un retard maximal auquel on attribue la probabilité des retards supérieurs.

A partir des différents tests effectués, il est possible de construire le tableau ci-dessous de comparaison des méthodes :

Comparaison des avantages et inconvénients des différentes méthodes de valorisation de la fiabilité

Méthode	Indicateur(s)	Avantages	Inconvénients
Ecart interdéciles	P90-P50 (ou autres déciles)	Ne nécessite que deux déciles voire un décile et la moyenne.	Surestime les gains pour des trajets longs. Valorise les gains de fiabilité absolus indépendamment du temps de trajet moyen.
	P90-moyenne		
Moyenne-écart type	Écart type	Ne nécessite que la moyenne et l'écart-type de la distribution des temps de trajet.	Surestime les gains pour des trajets longs. Valorise les gains de fiabilité absolus indépendamment du temps de trajet moyen.
Variation compensatoire	Distribution complète des temps de trajet	Convient pour des temps de trajet courts ou longs mais calibrée pour des trajets de moins de 2h. Présente une sensibilité forte aux queues de distribution. Valorise les gains de fiabilité relativement au temps de trajet moyen.	Nécessite de connaître ou de modéliser la distribution complète du temps de trajet et notamment la queue de distribution.
Valorisation des retards	Retard moyen	Simplicité d'application pour les transports en commun.	Correspond à une utilité discontinue dont les limites sont fixées arbitrairement. Surestime la valorisation des retards. Valorise les gains de fiabilité absolus indépendamment du temps de trajet moyen.
	Méthode avances-retards		
	% de petits et/ou grands retards au-delà de seuils		

Prise en compte de l'hétérogénéité des préférences

Comme le montrent les distributions d'aversion au risque, la fiabilité est valorisée de façon très différente selon le sexe, la catégorie socio-professionnelle, le mode et le motif de déplacement, ce qui pose des problèmes d'équité (Trannoy 2001). En permettant une meilleure prise en compte de l'hétérogénéité, la variation compensatoire permet d'envisager le calcul d'indicateurs prenant mieux en compte l'équité dans la valorisation des projets de transports.

Une méthode est proposée afin de construire une distribution des aversions au risque dans la population des usagers à partir des enquêtes de déplacements disponibles.

Limites

Les méthodes de valorisation considérées dans ce document s'appuient toutes sur l'hypothèse que la variabilité est un processus exogène. Cette hypothèse est peu réaliste du fait que cette variabilité dépend du choix des individus qui sont eux-mêmes affectés par celle-ci et adaptent leur heure de

départ en conséquence (Xiao, Coulombel et de Palma 2016, de Palma, de Lapparent et Picard, 2014, 2015, de Palma Lindsey Picard 2012).

De plus, les modèles considérés ne permettent pas de mesure de la valorisation de la variabilité « exceptionnelle » induite par des évènements assimilables à une rupture de service tels que les accidents graves, les grèves, etc. La perception de la variabilité a un impact différent sur le comportement des individus suivant qu'ils soient affectés directement par cette variabilité ou qu'ils en soient informés par d'autres personnes (voir de Palma et al (2014) pour la variabilité en finance).

Sommaire

Synthèse	3
1. Définition, contexte, objectifs et contenu du rapport.....	10
1.1. Définitions et éléments de cadrage bibliographique.....	10
1.2. Objectifs et contexte	12
1.3. Contenu du rapport	12
2. Indicateurs de fiabilité : calcul et projection.....	14
2.1. Définition des distributions de temps de parcours.....	14
2.1.1. Echelle temporelle	14
2.1.2. Echelle géographique.....	15
2.1.3. Motifs de déplacements et fiabilité.....	15
2.2. Formes types de distribution pour le mode routier	15
2.3. Quelques formes types de distribution pour le mode ferroviaire.....	16
2.4. Méthodes de projection des indicateurs de fiabilité à partir de données de comptage.....	18
2.4.1. Revue bibliographique succincte des modèles statistiques simples pour le mode routier	18
2.4.2. Etude empirique à partir de données de comptages routiers en Ile-de-France	20
2.5. Des indicateurs par arcs aux indicateurs par OD	23
2.5.1. Illustration de l'enjeu de prise en compte des OD et non des sections d'OD sur un projet de voie réservée	23
2.5.2. Lien entre fiabilité par arc et fiabilité par OD : quelques éléments bibliographiques ...	27
Synthèse sur les calculs et projections des indicateurs de fiabilité.....	29
3. Méthodes de valorisation comparées et projets testés	30
3.1. Méthodes appliquées.....	30
3.1.1. Variation compensatoire	30
3.1.2. Méthodes moyenne-dispersion	31
3.1.3. Modèle moyenne-retard (mean-lateness) et valorisation de la ponctualité	32
3.2. Projets testés : description des distributions des temps de déplacement	34
Synthèse sur les méthodes de valorisation comparées et projets testés.....	37
4. Hiérarchisation des projets en fonction des méthodes de valorisation de la fiabilité.....	38
4.1. Hiérarchisation des avantages de fiabilité des projets selon la méthode utilisée.....	38
4.2. Valorisation relative des avantages de fiabilité entre projets selon la méthode utilisée.....	39
4.3. Corrélations entre les avantages économiques de fiabilité des différentes méthodes sur des distributions routières en Ile-de-France	40
Synthèse sur la hiérarchisation des projets	42
5. Comparaison des niveaux de valorisation obtenus	43
5.1. Différences de niveau de valeur entre méthodes : quelques ratios	43
5.2. Pistes d'explication des différences de niveau de valorisation entre les méthodes TC basées sur la ponctualité et les autres méthodes de valorisation de la fiabilité.....	45
5.2.1. Réduction des effets de seuil des méthodes basées sur la ponctualité : affinement des méthodes	45
5.2.2. Eléments bibliographiques sur la variabilité des niveaux de valorisation de fiabilité au sein de la littérature	48
5.2.3. Enquêtes de préférences révélées et déclarées.....	49
5.2.4. Comparaison de la méthode moyenne-retard du STIF et des autres méthodes	49
5.3. Variabilité du niveau de valorisation au sein des méthodes moyenne-dispersion.....	50
5.3.1. Variabilité du niveau de valorisation au sein des méthodes moyenne-dispersion liée au ratio de fiabilité.....	50
5.3.2. Analyse des effets de seuil liés aux indicateurs de fiabilité retenus	50
5.4. Comparaison approfondie de la variation compensatoire et de l'indicateur moyenne-dispersion	51
5.4.1. Choix d'horaire et variation compensatoire.....	51

5.4.2.	Comparaison des gains de fiabilité obtenus avec la variation compensatoire et avec l'indicateur moyenne-dispersion.....	52
5.4.3.	Calculs de fiabilité par la méthode des variations compensatoires – tests de sensibilité aux queues de distribution sur des distributions ferroviaires.....	54
	Synthèse sur la comparaison des niveaux de valeur obtenus.....	59
6.	Prise en compte de l'hétérogénéité des préférences : illustration avec partir des données de l'enquête Mimettic	62
6.1.	Hétérogénéité des préférences	62
6.2.	Hétérogénéité des gains de fiabilité	68
6.3.	Transférabilité hors Ile-de-France : Proposition de méthode et limites.....	71
	Synthèse sur la prise en compte de l'hétérogénéité des préférences	72
	Bibliographie.....	73
	Annexe 1. Eléments bibliographiques sur la variabilité des ratios de fiabilité au sein de la littérature	77
	Annexe 2. Corrélations entre les avantages économiques de fiabilité des différentes méthodes sur des distributions routières en Ile-de-France	80
	Annexe 3. Tests de sensibilité sur les indicateurs de fiabilité retenus pour le mode routier	81
	Annexe 4. Approfondissements des tests des méthodes TC pour des projets ferroviaires.....	84
	Annexe 5. Comparaison des niveaux de valorisation de la fiabilité par les différentes méthodes : calculs de ratios sur la base de données routières	92
	Annexe 6. Approfondissements des tests de la méthode de la variation compensatoire.....	95
	Annexe 7. Calibrage de l'aversion au risque à partir des données d'enquêtes déplacements	98
	Annexe 8. Etude empirique à partir de données de comptages routiers en Ile-de-France.....	101
	Annexe 9. Ordres de grandeur des gains de fiabilité sur des projets routiers	110
	Annexe 10. Calculs de fiabilité par la méthode des variations compensatoires – tests de sensibilité aux queues de distribution sur des distributions ferroviaires.....	113
	Annexe 11. Modélisation des distributions de temps de parcours de l'A4 – rapport ENPC/CERMICS	

1. Définition, contexte, objectifs et contenu du rapport

1.1. Définitions et éléments de cadrage bibliographique

La fiabilité peut être définie comme la capacité du système de transports à fournir un niveau de service égal ou proche du niveau nominal auquel s'attendent les utilisateurs. A partir de cette définition, la fiabilité se mesure toujours par rapport à une attente, qui peut être variable selon les usagers et qui dépend de plus de la connaissance et de l'anticipation des temps de parcours par l'utilisateur (selon le caractère «habituel» ou non du trajet considéré par exemple).

Pour le mode routier, la fiabilité est donc liée aux notions de choix d'horaire de départ et de pied de pilote («marge» prise par l'utilisateur sur son temps de parcours par rapport au temps nominal).

Pour les transports en commun, notamment sur des trajets peu fréquents, la notion de fiabilité peut être liée à la performance nominale stricte, annoncée par des horaires ou une fréquence.

De manière générale, la notion de fiabilité est directement reliée à celle de variable aléatoire, et donc de distribution. La distribution des temps de déplacement peut être représentée graphiquement, et donner une indication visuelle de la fiabilité de l'itinéraire considéré.

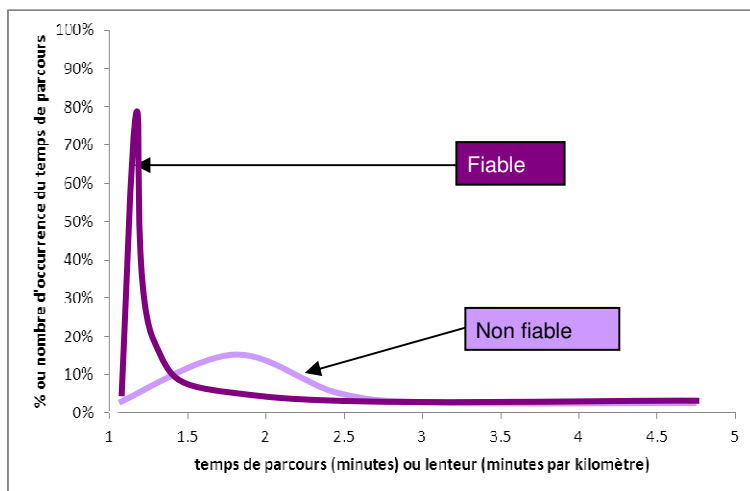


Figure 1 : Illustration de la notion de fiabilité sur des distributions de temps de déplacement

La courbe la plus foncée représente une densité de probabilité resserrée autour de sa valeur centrale, indiquant des temps de déplacement peu variables, et donc fiables ; la seconde présente une dispersion plus importante des temps de déplacement, donc une incertitude plus forte sur le temps de déplacement.

La variabilité des temps de déplacement est multiple, avec des causes plus ou moins prévisibles par les usagers :

- la variabilité en fonction de la demande (jour par jour et heure par heure), est systématique et peut être prévisible par les usagers fréquents de la route en question ;
- les manifestations, vacances scolaires et jours fériés, météo et travaux sont partiellement prévisibles par les usagers ;
- les accidents et incidents sont, par nature, non prédictibles.

Stricto sensu, la fiabilité concerne un service de transport, permettant un déplacement entre une origine et une destination donnée, à un horaire de départ donné. Lors des calculs de gains de fiabilité des usagers, il faut donc intégrer la notion d'horaire de départ, et celle d'itinéraire ou d'ensemble d'itinéraires permettant de rejoindre une destination donnée depuis une origine donnée ; prendre en compte les spécificités par mode (en termes de données disponibles, de fréquence et de type de service, de perception des usagers), l'hétérogénéité des préférences, et distinguer la variabilité prévisible par

l'usager, prise en compte dans la choix d'heure de départ, et celle non prévisible qui a un coût supplémentaire pour l'usager.

En pratique, il est nécessaire de passer par des simplifications et les différentes méthodes de valorisation de la fiabilité se basent sur des cadres théoriques différents.

La valorisation de la fiabilité des temps de déplacement s'appuie sur une littérature dense inspirée du modèle de choix d'horaires (Vickrey 1969, Small 1982). D'après ce modèle, un individu choisit son heure de départ de façon à maximiser son utilité, qui dépend du temps de trajet et du temps d'avance ou de retard. Les temps de retard et d'avance n'ont pas la même valeur et en particulier, arriver en retard induit une pénalité fixe qui réduit l'utilité. Les valeurs du temps de trajet, du temps d'avance et du temps de retard sont appelées respectivement α , β et γ et sont estimés, entre autres, par Small (1982) en Californie et par de Palma et Fontan (2001) en France grâce à l'enquête MADDIF.

Bates (1982) montre que sous certaines conditions (distribution exponentielle du temps de trajet, absence de pénalité de retard), le modèle de choix d'horaires peut être approché par un modèle de moyenne-écart-type. D'après ce modèle, l'utilité procurée par une distribution de temps de trajet est une fonction linéaire de la moyenne et de l'écart-type de cette distribution. La valorisation de la fiabilité est alors mesurée par le ratio de l'utilité marginale de la moyenne par l'utilité marginale de l'écart-type, appelé ratio de fiabilité. Fosgerau et Karlstrom (2010) étendent ce résultat sous des conditions plus générales.

Dans ces modèles, la congestion est traitée de façon exogène au choix d'horaire mais ceci induit une surestimation de la valeur de la fiabilité aux heures de pointe, la congestion étant réduite du fait que les voyageurs ajustent leur heure départ (Coulombel et de Palma 2014).

De plus, comme le soulignent Picard et de Palma (2006), les conditions de validité du modèle moyenne-dispersion demeurent très restrictives et impliquent notamment des effets symétriques du retard et de l'avance sur l'utilité. Lam et Small (1999) proposent un modèle plus réaliste dans lequel l'écart-type est remplacé par le 90e percentile et la moyenne par la médiane dans la fonction d'utilité et différents modèle de moyenne-dispersion sont également proposés.

Afin de prendre en compte l'asymétrie des effets de l'avance et du retard, d'autres modèles proposent une spécification non linéaire de l'utilité. Tseng et Verhoef (2008) proposent ainsi un modèle dans lequel les valorisations du retard et de l'avance varieraient au cours de la journée. Néanmoins, les auteurs ne proposent pas de mesure synthétique de la valorisation de la fiabilité. Tirachini et Hensher (2010) modélisent l'utilité comme la somme de trois fonctions d'utilité de type CRRA (Constant Relative Risk Aversion) associées respectivement à la durée moyenne d'un trajet et à la moyenne des avances et la moyenne des retards. Cette approche permet d'introduire explicitement l'effet de l'aversion au risque sur la valorisation de la fiabilité (via les fonctions CRRA) mais ne s'appuie sur aucune justification économique.

De Palma et Picard (2006) proposent de mesurer la valorisation de la fiabilité par la variation compensatoire associée à une distribution des temps de trajet. La variation compensatoire peut ainsi être définie pour tout type de fonction d'utilité et en particulier pour des spécifications telles que CRRA ou CARA qui permettent de prendre en compte l'aversion au risque. Cette approche ne requiert aucune hypothèse particulière concernant la distribution des temps de trajet mais nécessite de disposer de l'ensemble de la distribution des temps de trajet ce qui peut constituer un inconvénient.

Les méthodes de valorisation considérées dans ce document s'appuient toutes sur l'hypothèse que la variabilité est un processus exogène. Cette hypothèse est peu réaliste du fait que cette variabilité dépend du choix des individus qui sont eux-mêmes affectés par celle-ci et adaptent leur heure de départ en conséquence (Xiao, Coulombel, et de Palma 2016, de Palma, de Lapparent et Picard, 2014, 2015, de Palma Lindsey Picard 2012).

De plus, les modèles considérés ne permettent pas de mesure de la valorisation de la variabilité « exceptionnelle » induite par des événements tels que les accidents, les grèves ou les attentats. La perception de la variabilité a un impact différent sur le comportement des individus suivant qu'ils

soient affectés directement par cette variabilité ou qu'ils en soient informés par d'autres personnes (voir de Palma et al (2014) pour la variabilité en finance).

1.2.Objectifs et contexte

L'objectif de ce rapport est de proposer une comparaison des différentes méthodes de valorisation de la fiabilité des temps de déplacement afin d'en tirer des recommandations pour l'application à court terme dans les évaluations de projets de transports.

Ce rapport vise à traiter de la valorisation des gains de fiabilité à la fois pour les modes ferrés² et routiers afin d'homogénéiser les pratiques de valorisation des gains de fiabilité dans la mesure du possible et d'éviter les incohérences lors de l'évaluation de projets multimodaux.

Différentes approches de la fiabilité des temps de déplacement en fonction du mode

Les gains de temps et de fiabilité sont appréhendés différemment entre les modes routiers et les modes ferroviaires, et entre les modes particuliers et collectifs. Ces différences entre modes concernent des différences de perception de la fiabilité des usagers, des différences de données et outils disponibles pour estimer la fiabilité et enfin des différences de pratiques dans l'évaluation des gains de temps et de fiabilité.

Ainsi, dans le cas du transport en véhicule particulier, l'utilisateur est capable de choisir l'horaire de départ qu'il souhaite et il est raisonnable de considérer qu'il connaît, à chaque période de la journée, les durées moyennes des trajets qu'il envisage. Les bases de données de vitesses ponctuelles sur le réseau sont multiples (boucles de comptage, GPS, etc.). Dans le cas des transports collectifs, les services proposés à l'utilisateur se rapprochent généralement de l'un des deux types suivants : les services basés sur le respect d'un horaire de départ et d'un horaire d'arrivée (comme l'avion ou le train interurbain) et les services basés sur le respect d'une fréquence de départ (comme le bus en milieu urbain). De plus, pour le réseau ferré national, les opérateurs raisonnent généralement en temps de retards de train. Il est beaucoup plus rare de disposer de bases de données de retards voyageurs qui supposeraient la prise en compte du pré et post acheminement, les éventuelles correspondances et changements de modes. Par ailleurs, quel que soit le mode, dans la pratique, il est difficile de savoir si les usagers d'un mode de transport anticipent ou non certains retards : le groupe des usagers étant composé d'habituels (que l'on peut supposer être au fait des perturbations récurrentes) et d'usagers occasionnels, la réalité est certainement entre les deux. De plus, il s'avère aussi compliqué de savoir quelle est la durée exacte des retards que les usagers habitués anticipent.

Enfin, en termes de valorisation des gains de temps, les pratiques pour l'évaluation des projets routiers consistent à valoriser la variation de la moyenne des temps de déplacement, elle-même estimée par des courbes débit-vitesse. Pour le mode ferroviaire, le raisonnement se fonde généralement sur le temps théorique et non sur la moyenne des temps de déplacement, ce qui se justifie notamment par le plus faible étalement des distributions de temps de déplacement ferroviaires par rapport au mode routier. Dès lors, il semble naturel de raisonner, pour la fiabilité, en termes de retard par rapport à l'horaire nominal pour le mode ferroviaire et en termes d'indicateur de dispersion de la distribution par rapport à la moyenne pour le mode routier.

1.3.Contenu du rapport

Après une présentation succincte du contexte de valorisation de la fiabilité des temps de déplacement, ce rapport revient sur la comparaison de différentes méthodes de valorisation de la fiabilité des temps

² Les travaux sur le mode ferré s'appuient ici principalement sur l'exemple du réseau ferré national, sans prétendre refléter l'exhaustivité des constats ou pratiques des opérateurs de réseaux ferroviaires.

de déplacement selon différents angles : mesure des indicateurs de fiabilité des temps de déplacement, comparaison des méthodes en termes de hiérarchisation des projets et en termes de niveau de valorisation de la fiabilité et analyse des écarts constatés.

La partie 2 détaille les enjeux de calcul et projection des indicateurs de fiabilité des temps de déplacement, en présentant le périmètre de calcul de la fiabilité, les différences de définition de la fiabilité selon le mode de transports et les différents types de formes de distributions rencontrées usuellement. Quelques éléments et travaux exploratoires de projection d'indicateurs de fiabilité sont ensuite présentés, dont notamment une illustration de l'enjeu de calcul de la fiabilité par itinéraire et non par arc.

Après une présentation dans la partie 0 des méthodes existantes de valorisation de la fiabilité des temps de déplacement et des projets, routiers et ferroviaires, faisant l'objets des tests de méthodes, la partie 4 propose une analyse empirique de la hiérarchisation de ces projets en termes de gains de fiabilité de projets de transports en fonction des méthodes utilisées. Ces analyses sont menées sur des projets routiers et ferroviaires et comprennent des analyses de corrélation des gains de fiabilité calculés par les différentes méthodes.

La partie 5 approfondit ces comparaisons de méthodes en se concentrant sur le niveau de valorisation de la fiabilité obtenu par chacune des méthodes. Après une analyse des ratios moyens de variation des niveaux de valeurs entre les méthodes, plusieurs pistes d'explications des écarts constatés sont approfondies : analyse de la variabilité des ratios de fiabilité utilisés dans les méthodes à partir d'une analyse de la littérature, analyse des effets de seuil par des tests de sensibilité sur les indicateurs de fiabilité retenus et des affinements des méthodes puis analyse de la méthode sur le plan théorique.

Enfin, la partie 6 approfondit l'analyse de la variabilité des mesures de la fiabilité à travers l'analyse de l'hétérogénéité des préférences, illustrée par les résultats de l'enquête Mimettic en Ile-de-France.

2. Indicateurs de fiabilité : calcul et projection

La notion de fiabilité reposant directement sur les distributions des temps de déplacement, il s'agit de savoir les calculer, en en définissant le périmètre temporel et géographique, mais aussi de savoir les projeter afin de pouvoir estimer les effets des projets de transport sur la fiabilité.

La question de l'estimation et de la projection de la distribution des temps de déplacement, et en particulier à la question de la composition des distributions (comment quantifier le gain de fiabilité sur l'ensemble d'un parcours lorsque seul un segment fait l'objet d'une mesure visant un gain de fiabilité ?) peut se diviser en deux sous-problèmes :

- projection des indicateurs de la distribution (déciles, moments) ;
- effet de la modification de la distribution des temps de parcours d'une section sur la distribution des temps de parcours au niveau d'un itinéraire.

Les méthodes de projection disponibles sont de trois ordres :

- les méthodes statistiques de projection des indicateurs de fiabilité par arc, qui doivent être complétées de modèles permettant de passer des indicateurs par arc aux indicateurs par OD ;
- les modèles dynamiques (pour les projets routiers) et les modèles d'exploitation (pour les projets ferroviaires) ;
- les retours d'expérience sur des projets des effets de différents types de projets sur les distributions des temps de déplacement.

Ces trois types de méthodes, de coûts et complexité variables, se veulent complémentaires et leur application dépendra également du type de projet que l'on cherche à évaluer. Seules les deux premières méthodes sont présentées dans la suite de ce rapport.

Enfin, cette partie aborde la question du passage des projections sur une section de trajet à des projections sur l'ensemble des itinéraires passant par cette section : il s'agit ainsi de « combiner » différentes distributions par section afin de retrouver des sections par itinéraire. En effet, l'additivité des gains de fiabilité par section n'est que très rarement garantie et les gains de fiabilité par itinéraires peuvent être bien plus faibles que la simple somme des gains par arc. Cette différence est illustrée sur des cas stylisés puis des éléments de méthodes – encore exploratoires – sont présentés pour calculer les distributions par OD à partir de projections par arc.

2.1. Définition des distributions de temps de parcours

2.1.1. Echelle temporelle

La fiabilité du temps de trajet sur un itinéraire ou un tronçon routier donné varie dans le temps, en particulier du fait de la variation des niveaux de trafic, mais pas seulement. Il s'agit de capter la variabilité ressentie par l'utilisateur, donc sur des trajets connus par l'utilisateur.

Du point de vue de l'utilisateur, la variabilité des temps de parcours à considérer est celle de la période à laquelle il entend effectuer son déplacement. Certaines méthodes de valorisation de la fiabilité considèrent que l'horaire de départ des usagers est endogène aux modèles de choix d'horaire, l'utilisateur l'optimisant pour atteindre son heure préférée d'arrivée. Pour autant ces modèles ne considèrent pas que les choix des plages horaires d'arrivée des usagers sont entièrement flexibles. On peut donc faire l'hypothèse, pour des trajets domicile-travail, que l'heure constitue la bonne plage de temps dans laquelle calculer les indicateurs de fiabilité.

Ainsi, pour les déplacements quotidiens type domicile-travail, il s'agira de mesurer la fiabilité sur les jours ouvrés et par heure (ce qui suppose que les usagers savent distinguer la variabilité de la fiabilité heure par heure).

2.1.2. Echelle géographique

La fiabilité doit se mesurer pour une origine-destination, c'est-à-dire, *a minima*, sur un itinéraire. On rappelle ici ces deux notions :

- l'arc : il s'agit de l'échelle de mesure la plus petite et la plus simple. La notion d'arc correspond à une section homogène en trafic, en type de zone et en type de profil en travers ;
- l'itinéraire ou l'OD (Origine Destination) : il s'agit d'une mesure correspondant à ce qui est ressenti par les usagers, les temps de déplacement par trajet étant ce qui leur importe. La fiabilité du temps de trajet dépend de la fiabilité de chaque arc.

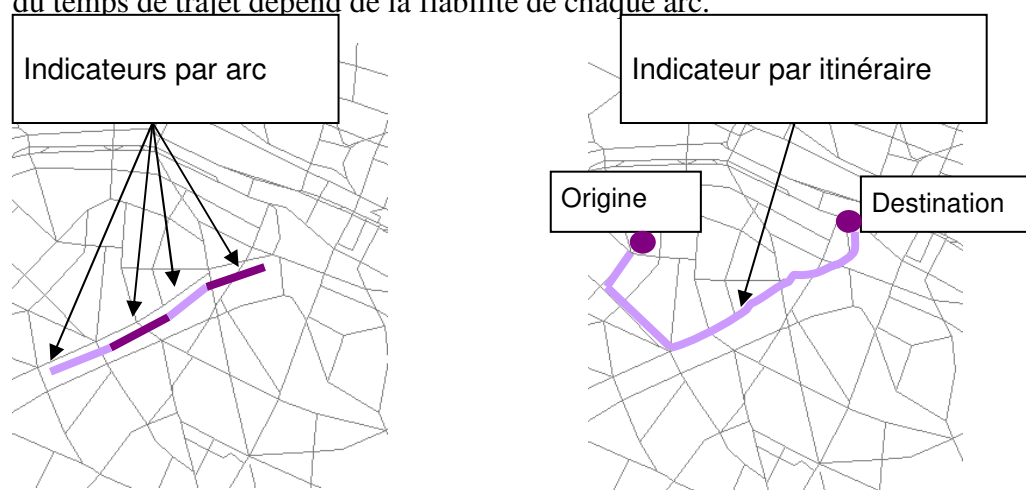


Figure 2 : Illustration de la notion d'arc et d'OD pour les calculs de fiabilité

Les indicateurs de fiabilité par arc peuvent être composés, sous certaines conditions, pour donner des indicateurs par itinéraire ou par plus longs segments. Ces indicateurs peuvent également être désagrégés selon le mode ou le motif de déplacement.

2.1.3. Motifs de déplacements et fiabilité

De manière générale, on considère que les usagers sont spécifiquement impactés par une mauvaise fiabilité, et donc sensibles à cette variable, lorsqu'ils se déplacent pour des motifs contraints, en particulier domicile-travail, professionnel, domicile-école ou étude. Ces motifs sont en général la seule segmentation dont on dispose pour approcher la notion de contrainte. Ils ne sont cependant pas suffisants pour rendre compte du coût du retard à l'arrivée de l'utilisateur. Par exemple, pour le motif domicile-travail, l'impact d'un retard n'est pas le même pour un emploi à horaire fixe ou à horaire variable. Ces points sont approfondis dans la partie 6 de ce rapport.

Au-delà de ces différences dans la perception de la fiabilité par les usagers, la fiabilité, en termes de formes de distributions des temps de déplacement, est très différente entre les modes routiers et ferroviaires comme l'illustrent les deux sous parties suivantes.

2.2. Formes types de distribution pour le mode routier

L'analyse des bases de données de vitesses routières (décrites par la suite dans les sections XX et XX) met en évidence la grande variabilité des formes de distributions de temps de déplacement en Ile-de-France, et, *a fortiori*, sur le mode routier. Les graphiques suivants illustrent cette variabilité des formes de distribution pour le mode routier. Il s'agit, en Figure 3, de distributions correspondant à une heure donnée, jour ouvrés, sur l'A4 en Ile-de-France, sur un trajet de 22 km. Ces mêmes formes de distributions se retrouvent sur l'analyse des boucles de comptage du réseau routier national.

Distributions des temps de parcours

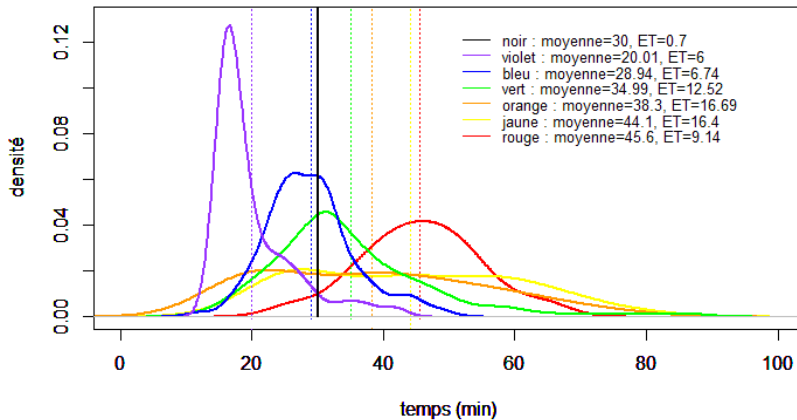


Figure 3 : Formes des distributions de temps de déplacement routiers sur l'A4 en Ile-de-France

La Figure 4 présente ces distributions translatées pour avoir la même moyenne afin de pouvoir comparer plus facilement les différences de formes de distributions notamment en termes d'asymétrie.

Distributions cumulées des temps de parcours

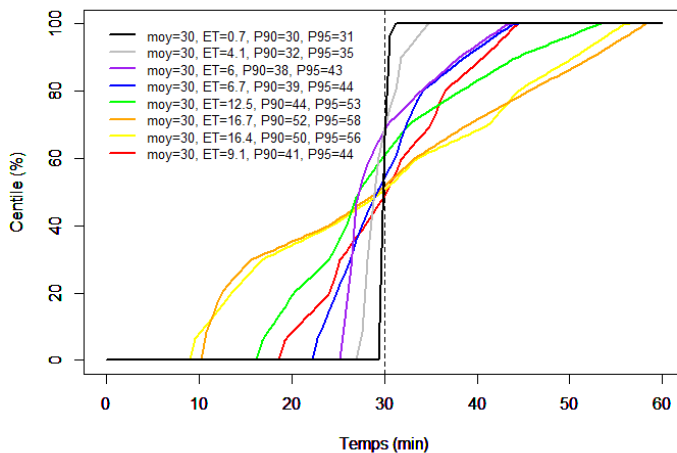


Figure 4 : Formes des distributions de temps de déplacement routiers sur l'A4 en Ile-de-France à même moyenne

Les temps de déplacement routiers peuvent donc afficher une très grande irrégularité, sont le plus souvent asymétriques à droite ; tout en étant, sans surprise, bien plus asymétrique à gauche (plus d'avances par rapport à la médiane) que le mode ferroviaire.

2.3. Quelques formes types de distribution pour le mode ferroviaire

Dans le mode ferroviaire, les distributions des temps de déplacement ont des formes relativement différentes, avec notamment très peu d'avances par rapport à l'horaire prévu. Ceci est illustré ici par des exemples de relevés d'horaires d'arrivée en quatre gares :

- Projet A (desserte terminus) ;
- Projet B (desserte en ligne) ;
- Projet C (nœud ferroviaire en étoile) ;
- Projet D (nœud ferroviaire en terminus).

Ces quatre gares accueillent à la fois des circulations TER et des circulations GL (intercity et/ou TAGV). Les graphiques suivants permettent de caractériser les distributions des retards pour les cas analysés.

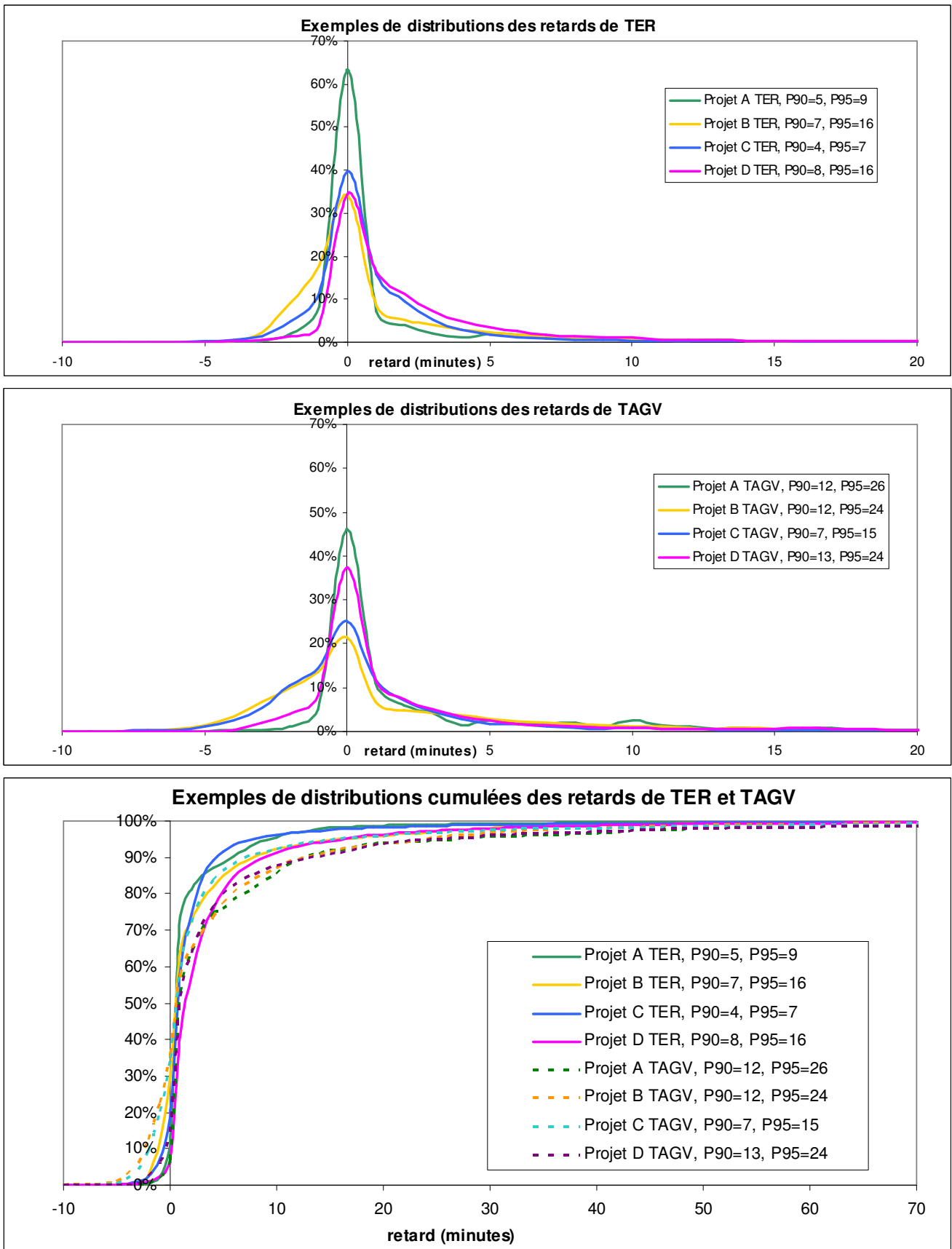


Figure 5 : Exemples de distributions de temps de déplacement ferroviaires

On note sur ces quelques exemples :

- que les écarts de distribution peuvent être notables sur les premières classes de distribution (trains à l'heure ou avec un léger retard) ;
- que globalement la probabilité de retard diminue avec la valeur du retard ;
- que globalement, les TAGV sont plus en retards que les TER, le seuil des 90 % de régularité apparaissant autour de 5 min pour les TER et 10 min pour les TAGV illustrés ici ;
- que les retards de plus de 20 min ne sont pas anecdotiques pour les TAGV illustrés ici (autour de 6% des trains pour Projet A, Projet B, et Projet D) ;
- que le P98, qui pourrait être estimé de façon arbitraire comme la limite à laquelle pourrait se référer une personne ayant un fort impératif horaire, correspond à un retard élevé, environ 10 fois le retard moyen.

L'analyse des données détaillées montre par ailleurs que la catégorie 0 (trains à l'heure) est toujours, et de loin la première catégorie, soit que les horaires soient bien calibrés, soit que les marges permettent aux conducteurs de viser l'horaire.

2.4.Méthodes de projection des indicateurs de fiabilité à partir de données de comptage

La connaissance de la variabilité des temps de déplacement en situation existante peut être obtenue par différentes sources, par exemple :

- pour le mode routier, à partir de données de boucles de comptage, de données GPS ;
- pour les TC, à partir de bases de données de retard, d'horaires d'arrivée des TC aux arrêts.

Dans le cadre d'une évaluation de projet, il s'agit de plus de pouvoir projeter cette distribution, que ce soit en option de référence, en fonction notamment de la variation éventuelle de trafic, ou en option de projet, ce qui demande de connaître l'impact du projet sur la distribution des temps de déplacement.

Pour ce faire, plusieurs méthodes peuvent être utilisées :

- utilisation de modèles statistiques simples permettant de projeter les indicateurs de fiabilité à partir de caractéristiques de l'infrastructure et de la demande ;
- utilisation d'une base de données permettant de faire des hypothèses sur l'impact de certains types de projets sur les distributions des temps de déplacement, comme présenté par exemple dans Cambridge Systematics, 2013 pour les mesures de gestion de trafic routier ;
- pour le mode routier, utilisation d'un modèle dynamique de trafic (microsimulation ou mésoscopique), pour lequel il s'agira de s'assurer qu'il permet de reproduire correctement la variabilité que l'on souhaite capter et sur laquelle le projet va jouer. Les rapports américains Dong, J., and H. S. Mahmassani. 2009, Lomax et al. 2003, Mahmassani, et al. 2014 proposent des méthodes pour prendre en compte la fiabilité dans les modèles de trafic ;
- pour les modes ferroviaires, utilisation de modèles d'exploitation dans lesquels des incidents sont injectés après avoir été probabilisés.

La méthode consistant à exploiter des modèles statistiques simples est détaillée dans la suite de cette section, puis le passage d'indicateurs de fiabilité par arc à des indicateurs par origine-destination est discuté, avec des illustrations de l'impact de la prise en compte de l'OD par rapport à des calculs par arc et la présentation de quelques méthodes exploratoires existantes.

2.4.1. Revue bibliographique succincte des modèles statistiques simples pour le mode routier

Différents modèles de projection des indicateurs de fiabilité ont été étudiés et sont parfois inclus dans les recommandations des différents pays sur la valorisation de la fiabilité des temps de déplacement (de Jong and Bliemer (2015), WebTAG, Eliasson, FHWA, Hamer et al., HEATCO, NZTA, OCDE/FIT). Ces modèles utilisent généralement comme variables explicatives le ratio V/C (volume/capacité), la moyenne des temps de déplacement, et parfois le nombre d'accidents, la météo, travaux.

Plusieurs modèles de régression donnant les indicateurs de fiabilité en fonction de la moyenne des temps de déplacement μ existent dans la littérature académique et pratique, avec :

- μ moyenne et σ écart type des temps de déplacement
- TT temps de déplacement et TTI : temps de déplacement centré réduit
- TT_{vide} temps de déplacement à vide et V_{vide} vitesse à vide
- L longueur de l'OD
- MD mean delay : moyenne des temps de déplacement – temps de déplacement à vide
- β coefficients à estimer.

Tableau 1 Modèles de projection des indicateurs de fiabilité

source	Equation
Peer, Koopmans et al. (2009) :	$\sigma = \beta_1 \cdot (\mu - TT_{vide})^{\beta_2} + \left(\frac{v}{c}\right) \cdot \beta_3$
Eliasson (2009) :	$\sigma = \beta \cdot TT^{1,2} \cdot \sqrt{\frac{TT}{TT_{vide}} - 1}$
Vovsha (2009) :	$\frac{\sigma}{L} = \beta_0 \cdot \left(\frac{\mu}{L}\right)^{\beta_1} \cdot V_{vide} \cdot \left(\frac{L}{\beta_3}\right)^{\beta_2}$
FHWA : Rapport L03 de SHRP2 (2013)	$90^{ème} \text{ percentile } TTI = 1 + \beta_1 \times \ln(\text{Moyenne } TTI)$ $\frac{\sigma}{L} = \beta_1 + \beta_2 \cdot \frac{TT}{L}$
WebTAG (Mott McDonald, 2014)	$\frac{\sigma}{L} = \beta_1 + \beta_2 \cdot \frac{TT}{L} + \beta_3 \cdot \left(\frac{TT}{L}\right)^2 + \beta_4 \cdot \left(\frac{TT}{L}\right)^3$
Arup et al (2003)	$\frac{\sigma}{TT} = \beta_1 \cdot \left(\frac{TT}{TT_{vide}}\right)^{\beta_2} \cdot L^{\beta_3}$
Pays-Bas : Kouwenhoven and Warffemius, (2015)	$\sigma = \beta_1 + \beta_2 \cdot MD + \beta_3 \cdot \log(MD+1) + \beta_4 \cdot L$
Allemagne : Geistefeldt et al. (2014)	$\sigma = \beta_1 \cdot MD^{\beta_2}$

2.4.2. Etude empirique à partir de données de comptages routiers en Ile-de-France

Afin de pouvoir projeter simplement les indicateurs de fiabilité sans utiliser de modèle dynamique de trafic, trop coûteux pour certains projets, notamment à périmètre large, une étude a été menée sur des données de comptage en Ile-de-France.

L'objectif est de trouver une relation simple entre indicateurs de fiabilité, caractéristiques de la route et débit.

Données utilisées

Les indicateurs de fiabilité des distributions des **lenteurs** (minutes par kilomètres, soit l'inverse de la vitesse mesurée ponctuellement au niveau des boucles), principalement certains déciles, la moyenne et l'écart-type, sont calculés pour chaque boucle, pour chaque tranche horaire (d'une heure), et pour chaque jour de la semaine. Le Tableau 2 ci-dessous donne un aperçu du contenu de la base de données utilisée.

Tableau 2. Description de la base de données

Nombre de boucles	79 boucles (une par section)
Nombre de distributions	12 351
Jour de la semaine	Lundi à dimanche, hors vacances et jours fériés
Heure	Toutes les heures, agrégées dans certains cas : matin de 7h à 10h, soir de 17h à 20h et nuit de 22h à 5h
Nombre d'observations	De 21 à 40 observations par boucle par jour et par heure
Nombre d'accidents	471 accidents dont 21 boucles/jour/heure avec 2 accidents
Nombre de voies	De 1 à 5 voies par direction (50% de 3 voies, 32% de 2 voies, 12% de 4 voies, 3% de 1 voie et 3% de 5 voies)
Indicateurs de fiabilité	Moyenne, percentiles, écart-type de la distribution des temps de déplacement
Moyenne du trafic horaire	Entre 850 et 5 550 véhicules par heure
Vitesse à vide	94 km/h en moyenne (de 70 km/h à 110 km/h)
Etat de la route	Indicateur binaire (bon ou mauvais état)

Spécification du modèle pour le P90

Les régressions sont menées sur plusieurs tranches horaires, par tranche d'une heure et sur plusieurs regroupements de stations de routes de même type du réseau routier d'Ile-de-France pour vérifier leur robustesse. Les quelques modèles non linéaires testés n'ont pas donné de résultats meilleurs que les modèles linéaires présentés ci-dessous.

Deux modèles peuvent être retenus :

- le premier (modèle 3) comprenant uniquement des données aisément accessibles et projetables (moyenne des temps de déplacement, nombre de voies, période de la journée et direction). Ce modèle pourrait être utilisé pour les projets de transports qui modifient la congestion récurrente (augmentation de capacité surtout) :

$$P90 = -0.41 + 1.57 \times \mu + 0.025 \times nb_voies + 0.039 \times matin + 0.082 \times soir + 0.089 \times sens(> Paris) + \varepsilon$$

(-38)
(282)
(7.7)
(5.7)
(11,9)
(17.3)

Adj. R²: 0.88 F-stat.: 18.0

- le second modèle (modèle 4) inclut plus de variables explicatives, notamment travaux et accidents et pourrait donc être utilisé pour les projets ayant un impact principalement sur ces variables (par exemple, les projets de mesures de gestion de trafic) :

$$P90 = -0.44 + 1.57 \times \mu + 0.025 \times nb_voies + 0.039 \times matin + 0.081 \times soir + 0.084 \times sens(> Paris) + 0.028 \times accidents + 0.031 \times IQRNinf14 + 0.038 \times travaux + \varepsilon$$

(-37)
(282)
(7.7)
(5.6)
(11,7)
(16.2)
(2.2)
(4.8)
(4.4)

Adj. R²: 0.8796, F-stat.: 11,280

Avec μ la moyenne des temps de parcours
 $IQRN_{inf14}$ indicatrice valant 1 si l'indice IQRN de la section observée est inférieur à 14.

nb_voies le nombre de voies
matin et soir des indicatrices

sens(>Paris) une indicatrice valant 1 quand le sens de la voie considérée est vers Paris
pour les radiales

accidents : le nombre d'accidents observés pendant un an sur une section de 800m
autour du point considéré à l'heure considérée et au jour de la semaine considéré, sur des jours ouvrés

travaux : la présence de travaux au moins une fois sur la période de calcul de la
distribution (on considère ici uniquement les gros travaux, à savoir des travaux impliquant le
renouvellement d'une épaisseur de 3 à 8 cm de chaussée).

Le 90^{ème} percentile augmente avec le nombre de voies ce qui peut mettre en évidence une plus forte
variabilité de la vitesse quand le nombre de voies augmente. Concernant les indicatrices soir, matin et
direction, les coefficients sont positifs et significatifs ce qui laisse supposer que les comportements (et
nombre d'incidents potentiellement) diffèrent selon les périodes de la journée et la direction (vers ou
de Paris). Les variables relatives aux caractéristiques de la route et aux événements (travaux et nombre
d'accidents) sont ajoutées. Tous les coefficients sont significativement différents de zéro et positifs ce
qui semble correct car ces variables détériorent le P90 (une augmentation des accidents augmente le
P90).

Prise en compte de queues de distribution : impact sur le calcul de l'écart-type

Les modèles statistiques de projection de l'écart-type par arc testés en Ile-de-France ne sont pas
satisfaisants. La revue de littérature montre que ce type de problème a également été rencontré aux
Pays-Bas (Kouwenhoven and Warffemius, 2015) et au Royaume-Uni lors de la détermination de leurs
recommandations respectives pour la prise en compte de la fiabilité dans les évaluations de projets de
transports.

Ces auteurs ont alors supprimé les points extrêmes de leurs distributions, avec des définitions
différentes des points extrêmes :

- pour le Royaume-Uni, il s'agit des valeurs supérieures à : moyenne + 2*écart-type
- pour les Pays-Bas, il s'agit des valeurs supérieures à : 1.5 * moyenne **et** moyenne + 3 * écart-type

Les arguments pour justifier la suppression des points extrêmes des distributions sont les suivants :

- peu de points ont un impact très fort sur la dispersion (en appliquant la méthode de suppression
des points extrêmes en Ile-de-France, on observe qu'enlever les 4% de temps de trajet
« extrêmes » réduit de 33% l'écart-type)
- les courbes débit-vitesses, calibrées sur des moyennes, sont calibrées sans prendre en compte
les points extrêmes ;
- les points extrêmes ne sont pas représentatifs de la variation de jour à jour et les politiques
publiques étudiées n'ont pas forcément d'impact sur ces événements rares auquel cas leur prise
en compte n'est pas utile à l'évaluation ;
- il est plus simple de trouver des modèles de projection sans ces points extrêmes (notamment
pour l'écart-type pour lequel aucun modèle n'a été trouvé avec l'ensemble des points) et ces
modèles semblent plus robustes.

Ce type de modèle, calibré sans points extrêmes est naturellement à appliquer ou non en fonction des effets attendus du projet. Par exemple, ils ne doivent pas être utilisés pour les projets de réduction des temps d'intervention sur les accidents.

De plus, les Pays-Bas et le Royaume-Uni ont préféré tester des modèles standardisés par la longueur (pour faciliter la projection par OD à partir des données par arc notamment)

- Modèle UK (Mott McDonald, 2014) : modèle cubique donnant l'écart-type/longueur comme fonction cubique des lenteurs moyennes
- Modèle US (SHRP2 rapport L03, 2013) : modèle linéaire donnant l'écart-type/longueur comme fonction linéaire des lenteurs moyennes

Application sur les données d'Ile-de-France

La méthode néerlandaise est appliquée sur la base de données de boucles de comptage d'Ile-de-France, les points extrêmes sont donc supprimés. Il en résulte une réduction de 4% des données. L'impact sur les indicateurs de fiabilité des distributions de la suppression des points extrêmes est le suivant:

- écart-type : -33%
- moyenne : -5.9 %
- P80 : -3.5 %
- P90 : -6.5 %
- P95 : -10.7 %

La corrélation entre écart-type de la lenteur (inverse de la vitesse en minutes par kilomètre) et moyenne est bien plus forte (0.73) sans les points extrêmes qu'avec les points extrêmes (0.41), comme illustré ci-dessous.

- Sans points extrêmes : $\sigma = -0.18 + \frac{0.37}{t\text{-value}=323} \mu$ $R^2 = 0.73$
- Avec points extrêmes : $\sigma = -0.25 + \frac{0.63}{t\text{-value}=167} \mu$ $R^2 = 0.41$

Des tests complémentaires ont été effectués en ajoutant d'autres variables dans le modèle (caractéristiques des voies, travaux, accidents, etc.) et en testant d'autres formes, mais ces affinements n'améliorent pas significativement le modèle. L'estimation du modèle cubique anglais sur les données d'Ile-de-France donne les résultats suivants :

- Modèle cubique, $100\sigma = 0.09 + 29\mu - 3.05\mu^2 + 0.815\mu^3$ avec $R^2 = 0.74$

Approfondissements à mener sur les projections d'indicateurs par arc à partir de boucles de comptage

Un certain nombre d'approfondissements doivent être menés sur les projections des indicateurs de fiabilité routiers. Tout d'abord, ces modèles devraient être estimés sur d'autres routes : des routes en Ile-de-France de type différent mais également des routes hors Ile-de-France. De plus, d'autres variables comme la météo ou les accidents corporels mériteraient d'être ajoutés aux analyses.

Les indicateurs de fiabilité calculés avec les équations précédemment présentées ne peuvent permettre de valoriser que certains types de projets et sont particulièrement adaptés aux projets d'augmentation de la capacité. Cependant, ils ne peuvent pas être utilisés de façon systématique : ils sont peu sensibles au nombre d'accidents, à l'état de la chaussée et n'intègrent que très peu de caractéristiques géométriques de la voie. De plus, ils ne permettent pas de prendre en compte les corrélations entre arcs routiers.

Enfin, les indicateurs de fiabilité, comme précisé précédemment, doivent être calculés par OD et non par arc, et tous ne sont pas additifs (P90 par exemple). Il convient donc d'utiliser des données FCD

(floating car data : données GPS par exemple) par exemple et de savoir traiter la question des corrélations par arc, pour savoir mesurer l'impact de la modification d'une section de route sur une OD complète. Cette question est approfondie dans la partie 2.5.

2.5.Des indicateurs par arcs aux indicateurs par OD

Comme indiqué précédemment le calcul des gains de fiabilité doit se faire par OD. Or, bien souvent, les effets du projet évalué sur les distributions des temps de déplacement sont calculés sur des sections d'infrastructures, que ce soit avec les modèles dynamiques dont le périmètre géographique est souvent relativement restreint par rapport aux OD parcourues par les usagers empruntant le projet, ou avec les modèles de type statistiques décrits précédemment, calibrés sur des arcs en général.

Notons que les modèles de trafic routiers statiques estiment la congestion récurrente (moyenne du temps de déplacement) à l'aide de courbes dites débit-vitesse calibrées, si possible, localement. Cette estimation peut se faire pour différentes segmentations du temps (heures de pointes/heure creuse, horaire, TMJA (trafic moyen journalier annuel), etc.). Ces courbes débit-vitesse fournissent, pour différents types de voies, une relation entre vitesse et débit. Cette relation est appliquée par arcs puis sommée sur l'ensemble des arcs composant les origine-destination du projet considéré.

La composition des distributions élémentaires par arc en une distribution globale sur l'origine-destination consiste à répondre à la question suivante : quel est l'impact de la modification d'une distribution par arc sur la distribution globale de l'origine destination ?

Pour illustrer cette question, prenons l'exemple d'une voie réservée pour les bus : le projet va améliorer la distribution des temps de déplacement sur 10 km (i.e. réduire l'étalement de la distribution), mais la distribution des temps de déplacement en amont et en aval du projet ne va pas être modifiée. Il s'agit alors de savoir comment la distribution complète est modifiée.

Dans cette partie, l'enjeu quantitatif de prise en compte de fiabilité par OD et non par arc est illustré sur des cas stylisés de voie réservée puis quelques méthodes exploratoires d'estimation des indicateurs de fiabilité par OD à partir des indicateurs par arc sont présentées pour le mode routier.

2.5.1. Illustration de l'enjeu de prise en compte des OD et non des sections d'OD sur un projet de voie réservée

L'objet des tests présentés dans cette partie consiste à évaluer sur un projet précis l'impact de la modification de la distribution des temps de déplacement d'une partie de l'OD sur la distribution des temps de déplacement de l'OD complète.

On évalue donc un projet fictif de voie réservée (VR) sur une partie de l'OD.

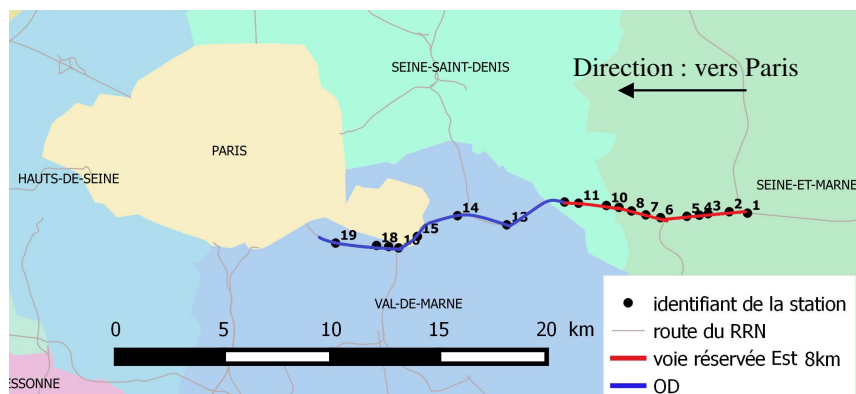


Figure 6. Voie réservée (en rouge) de 8 km sur le tronçon Est de l'OD (en bleu)

Une portion de l'OD considérée est supposée devenir fiable avec le projet (les huit premiers kilomètres pour le projet « 8km Est », schématisé sur la Figure 6) tandis que le reste de l'OD (en bleu sur la

Figure 6) conserve les mêmes distributions en référence et en projet. Les distributions des temps de déplacement en option de référence et en option de projet sont calculées à partir des données 6 minutes selon la méthode utilisée dans l'encadré ci-dessous. Les données 6 minutes ont préalablement été modifiées afin de :

- limiter la vitesse à 70km/h (vitesse limite des bus sur les voies réservées) sur les stations non modifiées par le projet ;
- modifier la vitesse sur les stations correspondant à la voie réservée en option de projet afin de la garder constante à 70 km/h (la voie réservée est supposée garantir une vitesse constante à 70 km/h).

Les variations de fiabilité sont présentés pour différents indicateurs de fiabilité (écart-type, P90-P50 et moyenne des retards), avec deux calculs :

- calculs sur l'OD (22 km), avec la distribution par OD « réelle » calculée à partir des données 6 minutes en référence et en projet, comme présenté précédemment ;
- calculs sur la section de voie réservée uniquement, avec la distribution « réelle » sur la section, calculée à partir des données 6 minutes en référence et en projet, comme présenté précédemment.

Calcul des distributions des temps de déplacement par OD

Les temps de déplacement par OD sont reconstitués toutes les 6 minutes en fonction de l'heure de passage à chaque station, entre 6h et 11h et entre 16h et 21h sur l'année 2015, ce qui fait un total de 1 928 temps de déplacement en HPM et 1 296 en HPS une fois les OD-horaires pour lesquelles l'ensemble des données n'est pas disponible supprimées.

La méthode de calcul des temps de déplacement par OD à partir des données 6 minutes consiste à considérer un véhicule « moyen » qui part de la station la plus à l'Est à chaque début de période horaire de 6 minutes. Si le temps de déplacement sur la station sur laquelle passe le véhicule est supérieur à 6 minutes, on calcule la distance parcourue en 6 minutes, et on ajoute 6 minutes au temps de déplacement, puis on passe à la tranche horaire suivante pour la suite de la distance à parcourir sur la longueur affectée à station. Ensuite, en fonction de l'heure d'arrivée à la station suivante, on calcule la distance parcourue sur la station suivante à partir de la vitesse sur la période horaire considérée, jusqu'à la fin de cette période horaire ou jusqu'à ce que le véhicule passe sur la station suivante.

NB : pour chaque tranche horaire de 6 minutes et en chaque point de l'arc affecté à chaque station, la vitesse est considérée constante.

Le tableau de synthèse ci-dessous, qui compare les deux types de calculs (sur l'OD complète et uniquement sur la section de voie réservée) permet d'observer, sur des cas stylisés, l'effet de la non-prise en compte d'une OD complète pour le calcul des améliorations des indicateurs de fiabilité grâce au projet.

Les quatre variantes de projets considérées sont :

- 8 km Est : une voie réservée sur les 8 premiers kilomètres de l'OD (Figure 6) ;
- 3 km Ouest: une voie réservée sur les 3 derniers kilomètres de l'OD ;
- 10 km Ouest: une voie réservée sur les 10 derniers kilomètres de l'OD Figure 6;
- 14 km Ouest: une voie réservée sur les 14 derniers kilomètres de l'OD.

Le Tableau 3 présente le coefficient permettant de passer des indicateurs calculés sur la voie réservée uniquement aux indicateurs par OD (calculés sur l'itinéraire complet de 22km). Les tris calculs « réels » présentés correspondent à des calculs explicites sur la voie réservée et sur l'OD des indicateurs de fiabilité. Le dernier calcul, « calcul théorique » ci-dessous, correspond au calcul de l'indicateur par OD à partir des indicateurs par arc en faisant une hypothèse d'indépendance des temps de déplacements par section.

Ce calcul théorique correspond à l'hypothèse suivante : si x% est la part de la variance de l'arc dans la variance de l'OD, le rapport gain sur arc/ gain sur OD est donné par la formule $\sqrt{\frac{1}{x}} - \sqrt{\frac{1}{x}-1}$ avec

$$x = \frac{\text{variance}_{VR}}{\text{variance}_{OD}} \text{ dans le cas d'indépendance des temps de déplacement par section.}$$

Une alternative à l'hypothèse d'indépendance des temps de parcours par section consiste à considérer une corrélation (constante dans le temps) entre les stations. L'analyse des corrélations (cf. annexe 8) sur les stations de comptage de l'A4 montre que la corrélation entre 2 stations i et j, avec d_{i,j} distance entre les stations i et j (en m), peut être approchée par une formule du type :

$$\rho_{i,j} \approx 0.125 + 100 \cdot d_{i,j}^{-0.8}, \text{ pour } d_{i,j} > 400\text{m}$$

0 si d_{i,j} > 5000 m (seuil à affiner avec des analyses complémentaires)

1 si d_{i,j} < 400 m

On teste donc, sur l'OD complète la formule

$$\tilde{\sigma}_{\text{temps},OD} = \sqrt{\sum_{\text{arcs } i} \sigma_i^2 + 2 \cdot \sum_{\text{arcs } i} \sum_{\text{arcs } j \neq i} \rho_{i,j} \sigma_i \sigma_j} \text{ avec } \rho_{i,j} \text{ calculé avec les approximations ci-dessus.}$$

Ce type d'estimation a été également testé par (Nicholson, 2015) sur des données japonaises de routes équivalentes à des VRU.

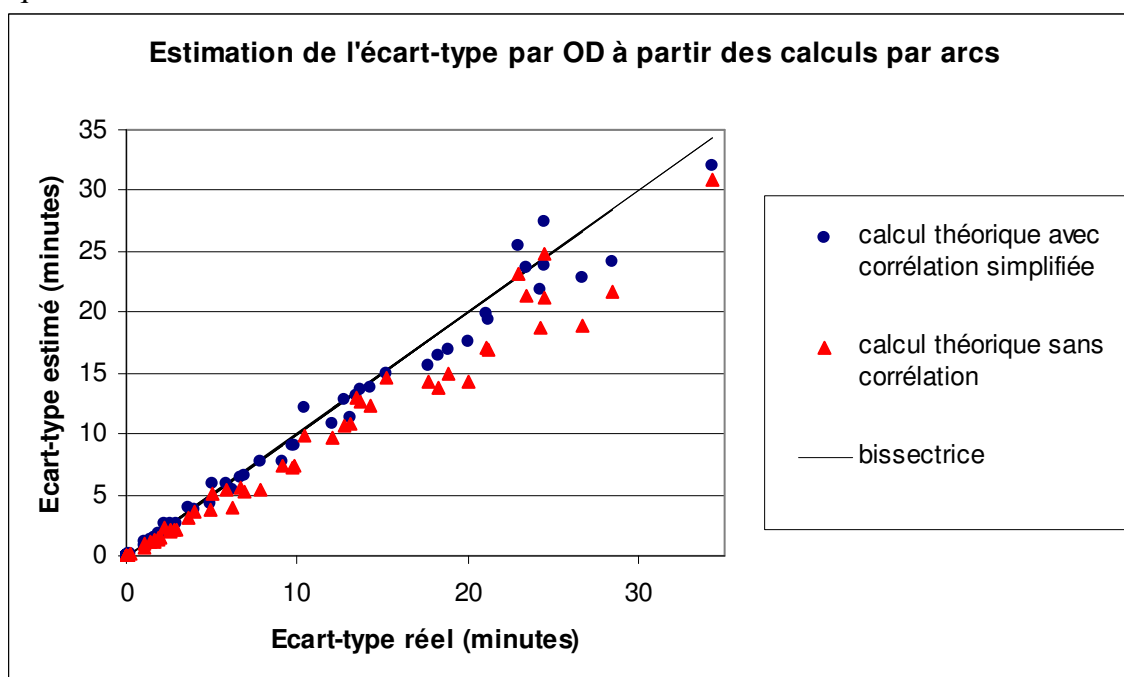


Figure 7 : résultats de l'estimation de l'écart-type par OD en fonction de l'écart type par arcs

Cette hypothèse permet d'affiner le calcul des écart type par OD comme le montre le graphique ci-dessus qui représente les calculs des écart type par OD à partir des écart –type par arc avec et sans corrélation calculée avec la formule simplifiée ci-dessus, en fonction de l'écart type par OD observé.

Pour le projet testé, les calculs par arcs sous-estiment l'étalement des distributions donc l'amélioration des indicateurs par arcs est supérieure à leur amélioration par OD comme le montre le Tableau 3. L'échelle de cet effet dépend du projet, de sa longueur et de sa localisation.

Tableau 3. Variation des indicateurs de fiabilité sur l'OD / variation des indicateurs de fiabilité sur la section de voie réservée après mise en place de la voie réservée

longueur de la voie réservée	8 km Est	3 km Ouest	10 km Ouest	14 km Ouest
congestion en fin de VR ?	oui	non	non	non
% de variance hors de la VR (variance OD-variance VR)/variance OD	62%	96%	55%	38%
Calcul réel : indicateur écart-type	26%	51%	67%	70%
Calcul réel : indicateur P90-P50	20%	22%	50%	63%
Calcul réel : indicateur moyenne des retards	28%	44%	56%	68%
Calcul théorique : indicateur écart type avec somme des variances par section et indépendance des arcs	21%	13%	49.8%	69.5%

Le calcul théorique sans corrélation donne des résultats raisonnables par rapport aux calculs réels. Bien que la corrélation entre les stations soit forte sur cette section de l'A4, dans trois des cas étudiés, (8 km Est, 10 km Ouest et 14 km Ouest), quelque soit l'indicateur considéré, le calcul théorique donne des résultats du même ordre de grandeur que les calculs réels. Par contre pour la plus petite voie réservée (3 km Ouest), située à la fin de la section de 22km considérée et arrivant donc hors congestion, et qui concerne une section particulièrement peu fiable de l'itinéraire, le calcul théorique sous estime les gains de la voie réservée sur l'OD complète. Le calcul avec corrélation permet d'améliorer ces résultats.

La VR sur le tronçon Est (côté province) suppose que le trajet commence dans la voie réservée puis continue et se termine dans une zone congestionnée. Les améliorations des indicateurs de fiabilité sur l'OD sont de l'ordre de 20 à 30% seulement des améliorations calculées en prenant en compte uniquement la voie réservée sur le tronçon Est (cf. Tableau 3).

La faiblesse de l'amélioration des indicateurs de fiabilité sur l'OD par rapport aux gains sur la section de voie réservée uniquement est due à la localisation du projet : la VR permet de gagner en fiabilité sur le tronçon Est mais arrive ensuite dans la congestion ce qui réduit fortement les gains par OD dans les résultats.

L'évaluation de la VR sur le tronçon ouest (coté Paris) suppose que le trajet commence dans la congestion, puis finit sur la voie réservée.

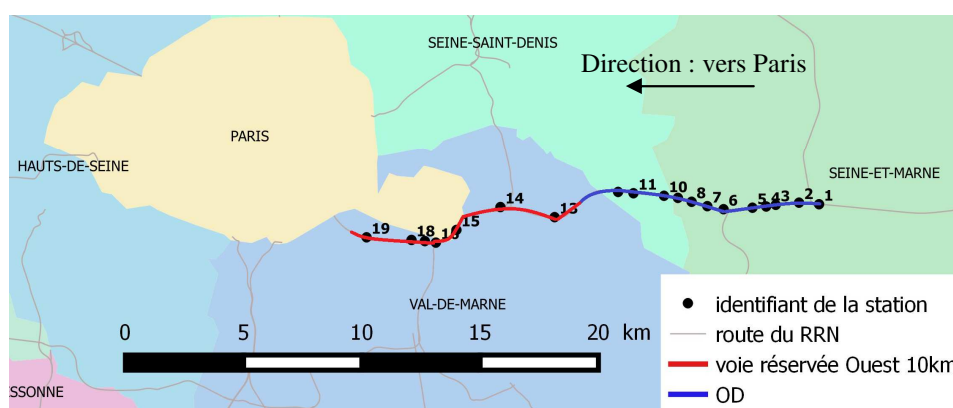


Figure 8. Voie réservée (en rouge) de 10 km sur le tronçon Ouest de l'OD (en bleu)

Les résultats sont très différents quand la voie réservée est réalisée sur le tronçon Ouest par rapport au tronçon Est. L'effet de la voie réservée à l'Ouest a un impact plus fort sur l'OD : les gains calculés en prenant en compte l'OD complète sont autour de 60 à 70% des gains calculés en prenant en compte uniquement la voie réservée.

Les résultats montrent également l'importance de la conception de la voie réservée sur l'effet du projet en termes de fiabilité des temps de parcours : si la voie réservée commence et se termine hors

congestion, les gains sont bien plus importants que si elle commence ou termine dans une section congestionnée ou non fiable.

2.5.2. Lien entre fiabilité par arc et fiabilité par OD : quelques éléments bibliographiques

Si on considère que les temps de trajet par arc sont indépendants et que les distributions sont des gaussiennes, la moyenne (μ) et la variance (σ^2) s'additionnent :

$$\mu_{OD} = \sum_{arcs} \mu_{arcs} ; \quad \sigma_{OD}^2 = \sum_{arcs} \sigma_{arcs}^2$$

L'hypothèse d'indépendance pose problème quand des phénomènes de propagation des bouchons apparaissent. Si les temps de trajets d'un arc à l'autre sont parfaitement corrélés, alors :

$$\sigma_{OD} = \sum_{arcs} \sigma_{arcs}$$

Le rapport *Incorporating Reliability Performance Measures in Operations and Planning Modeling Tools (SHRP2, 2013)* propose, dans le cas où l'on a deux arcs dont les distributions des vitesses par arc ne sont pas indépendantes, mais où les écarts types des temps de déplacement sont les mêmes, σ , la formule suivante :

$\sigma_{OD} = \sigma_{arcs} \times 2^{1-\eta}$, avec η un paramètre compris entre 0 et 0,5. La valeur de 0 correspond au cas de la corrélation positive parfaite, la valeur de 0.5 au cas de l'indépendance.

Taylor (2009) propose des mesures de fiabilité par OD basées sur la vitesse, elles ont notamment été appliquées en Australie :

$$R(i,t) = \frac{1,44}{v_{i,t}} \sqrt{\frac{\sum_j (v_{i,t,j} - v_{i,t})^2}{N_{i,t}}}$$

Avec $R(i,t)$ un indicateur de fiabilité, i l'itinéraire, t l'horaire, j le jour, $v_{i,t}$ la vitesse moyenne sur l'itinéraire dont l'heure de départ est t ; $v_{i,t,j}$ la vitesse moyenne sur l'itinéraire dont l'heure de départ est t le jour j ; $N_{i,t}$ la taille de l'échantillon des véhicules sur l'itinéraire dont l'heure de départ est t .

L'application de cette formule requiert de connaître les vitesses des véhicules pour chaque heure de départ sur chaque itinéraire.

Fosgerau et Fukuda (2010) explorent la question du calcul des indicateurs par OD à partir des indicateurs par arc et obtiennent un modèle relativement simple à appliquer en faisant un certain nombre d'hypothèses sur les distributions des temps de déplacement et notamment une hypothèse d'indépendance des distributions centrées normées de temps de déplacement en fonction de l'heure de la journée. Cette hypothèse de stabilité ne semble cependant pas donner de résultats satisfaisants pour les queues de distributions. Dans cet article, les distributions de temps de déplacement par arc sur les arcs consécutifs d'une OD semblent avoir des paramètres de stabilité comparables, ce qui permet de dériver la distribution par OD des distributions par arc.

Cependant, de premières analyses exploratoires similaires testées sur les données de temps de parcours routiers d'Ile-de-France semblent montrer que ces hypothèses ne semblent pas s'appliquer de façon satisfaisante aux distributions de temps de déplacement routiers observés en Ile-de-France.

Une autre piste de modélisation, plus réaliste au vu des données de temps de déplacement observés en Ile-de-France et en particuliers sur l'A4, consiste à modéliser les temps de déplacement par des lois bimodales, correspondant à un mode fluide et un mode congestionné. Ensuite, un modèle de

corrélation entre les différentes stations ou arcs unitaires peut être proposé et les distributions de temps de déplacement par OD peuvent alors être simulées à partir des lois par arc ou station. C'est ce qui a été fait à partir de données de temps de déplacement sur 22 km de l'A4 en Ile-de-France dans le cadre du stage ENPC/Cermics (cf. Annexe 9).

Le modèle de corrélation pris en compte dans cette étude repose sur l'idée qu'il ya de fortes corrélations entre les stations. Le temps de déplacement T sur chaque station i suit alors la loi

$$T = 1_{\{U=0\}}G_1 + 1_{\{U=1\}}G_2$$

où

$$\forall i \in \{1, 2\} \quad X_i \rightsquigarrow \mathcal{N}(\mu_i, \sigma_i^2) \quad \text{et} \quad U \rightsquigarrow \mathcal{B}(p)$$

Pour décrire justement les fortes corrélations entre ces lois marginales, une loi uniforme commune à toutes les lois marginales est considérée. Cela donne :

$$\forall i \in \{1, \dots, 14\} \quad T_i = 1_{\{U \leq \lambda_i\}}G_i^1 + 1_{\{U > \lambda_i\}}G_i^2$$

où

$$\forall j \in \{1, 2\} \quad \forall i \in \{1, \dots, 14\} \quad G_i^j \rightsquigarrow \mathcal{N}(\mu_i, \sigma_i^2) \quad \text{et} \quad U \rightsquigarrow \mathcal{U}([0, 1])$$

L'étude *Assessing Segment- and Corridor-Based Travel-Time Reliability on Urban Freeways, 2016* : du *Center for Transportation Research and Education at Iowa State University* propose un cadre d'estimation de la fiabilité permettant d'estimer des temps de déplacement et de projeter des indicateurs de fiabilité par arc et par OD sur des voies rapides urbaines, en prenant en compte la corrélation des conditions de circulation entre les arcs. Ce modèle est complété par un modèle de projection de la fiabilité prenant en compte les conditions météorologiques notamment.

Le modèle de corrélation entre stations proposé est de la forme suivante :

$$\rho = \begin{cases} 1 & , \quad 0 < x \leq e^{\frac{\ln \beta_1}{\beta_2}} \\ \beta_1 \cdot x^{\beta_2} & , \quad x > e^{\frac{\ln \beta_1}{\beta_2}} \end{cases}$$

Avec ρ la corrélation entre les stations, x la distance entre les stations et β_1 et β_2 des coefficients estimés.

Synthèse sur les calculs et projections des indicateurs de fiabilité

Pour les trajets routiers, des relations simples semblent exister entre le P90 des temps de parcours, la moyenne des temps de parcours et d'autres variables (nombre de voies, moment de la journée (matin/soir), sens de circulation, qualité de l'infrastructure et occurrence de travaux). Ces relations devraient faire l'objet d'un programme d'étude pour étendre l'analyse à d'autres types de route que les voies rapides franciliennes, et tester le caractère explicatif d'autres variables (autres caractéristiques de la voie, conditions météorologiques, accidents corporels, etc.)

Ce type de relation simple n'a pas été trouvé pour l'écart-type des temps de parcours sur les données routières d'Ile-de-France.

Le mode ferroviaire procède de façon différente : les distributions de temps de parcours peuvent être estimées à l'aide d'un modèle d'exploitation simulant les circulations des trains dans la situation projetée en y intégrant de façon exogène des événements disruptifs.

Les analyses faites sur le cas d'une voie réservée montrent que le gain de fiabilité réalisé sur un arc peut être très atténué sur l'ensemble d'une origine/destination empruntant l'arc considéré dès lors que le parcours comprend des sections congestionnées. Les gains de fiabilité doivent donc être calculés sur l'ensemble d'une origine/destination.

Le passage de la distribution des temps de parcours par arc à celle par O/D n'est pas simple lorsque l'hypothèse d'indépendance entre les distributions des temps de parcours ne peut pas être faite, ce qui correspond à la situation fréquente de propagation des bouchons. Ce passage de l'arc à l'O/D peut alors se faire selon différentes méthodes, en fonction des hypothèses prises sur les formes des distributions de temps de parcours des différents arcs et sur leurs corrélations. Il est notamment possible de calculer des corrélations entre arcs de façon simplifiée en fonction de la distance entre les arcs. La pertinence des différentes méthodes envisageables pour le cas des réseaux français devrait faire l'objet d'une analyse comparative afin d'identifier les méthodes les plus adaptées.

3. Méthodes de valorisation comparées et projets testés

La partie précédente (partie 2) a illustré la complexité et l'incertitude de la projection des indicateurs de fiabilité. Il s'agit à présent de comparer de façon empirique et théorique, sur des projets routiers et ferroviaires, les méthodes de valorisation de la fiabilité.

Dans la suite du rapport, un certain nombre de projets, correspondant à des distributions de temps de déplacement routières et ferroviaires, sont donc évalués en termes de gains de fiabilité calculés selon différentes méthodes. Ces différentes méthodes ainsi que les données utilisées pour modéliser les projets évalués sont présentées dans la partie suivante.

Ensuite, la partie 4 compare les méthodes en termes de hiérarchisation des projets en termes de fiabilité, puis la partie 5 les compare en termes de niveau de valorisation de la fiabilité obtenu.

3.1.Méthodes appliquées

Trois grandes catégories de méthodes de valorisation de la fiabilité issues de la littérature et des pratiques internationales sont utilisées et comparées :

- la méthode des variations compensatoires, appliquée ici avec une fonction d'utilité de type CRRA, consiste à calculer l'augmentation du temps de trajet espéré que l'utilisateur est prêt à subir pour éviter la variabilité des temps de trajet et avoir un temps de trajet certain. Ce temps de déplacement équivalent dépend notamment de l'aversion au risque de l'utilisateur ;
- les méthodes moyenne-dispersion, basées sur un ou deux indicateurs de fiabilité agrégés (moyenne, écart-type, décile). Ce type de méthode est utilisé à la fois pour les modes routiers et ferroviaires. Ces méthodes sont estimées à partir d'enquêtes de préférences déclarées et révélées et utilisés dans la plupart des recommandations des pays en termes d'inclusion de la fiabilité dans l'évaluation socio-économique (Royaume-Uni, Pays-Bas, Allemagne, Nouvelle Zélande, Australie notamment) ;
- les modèles moyenne-retard sont une variante spécifique aux TC des modèles moyenne-dispersion, avec l'utilisation de la moyenne des retards par rapport à l'horaire affiché comme indicateur de fiabilité.

Ces méthodes sont appliquées à partir de distributions de temps de parcours calculées par tranche d'une heure sur les jours ouvrés sur une année dans la suite du rapport.

3.1.1. Variation compensatoire

La méthode des variations compensatoires est basée sur l'estimation de l'aversion au risque des usagers des transports. L'aversion au risque correspond à l'augmentation du temps de trajet espéré que l'utilisateur est prêt à subir pour éviter la variabilité des temps de trajet et avoir un temps de trajet certain. Elle peut être estimée à partir d'enquête de préférences déclarées selon la méthode développée par Picard et de Palma (2005). En utilisant une fonction d'utilité de type CRRA, ce qui signifie que multiplier tous les temps de trajet par un scalaire ne change pas les préférences, la variation compensatoire pour avoir un temps de trajet certain, exprimée en minutes, est donnée par l'équation (6)

$$CV(\tilde{T}) = \left(\int_0^{\infty} t^{1+\theta} f(t) dt \right)^{\frac{1}{1+\theta}} - E(t) , \text{ pour } \theta \neq -1 \quad (6)$$

où \tilde{T} est la distribution des temps de déplacement, $f(t)$ la fonction de densité de la distribution des temps de déplacement et θ l'aversion au risque, estimée par des enquêtes de préférences déclarées par (de Palma et Picard, 2005) (enquête MIMETTIC).

L'aversion au risque est distribuée au sein de la population et selon les motifs et modes de déplacements.

La variation compensatoire entre les distributions de temps de déplacement en option de projet et en option de référence est ensuite valorisée par la valeur du temps :

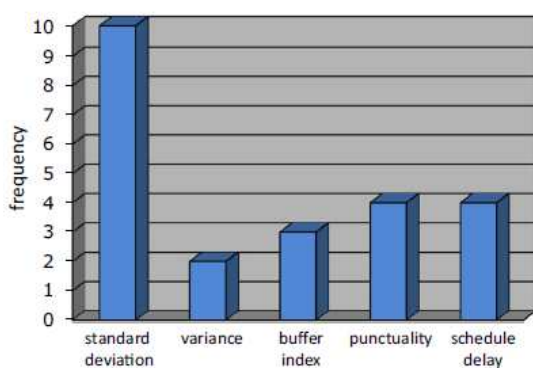
Variation compensatoire : $Gains\ de\ fiabilité = CV * VdT$

NB : cette formule (équation 6) n'est valable que pour passer d'une distribution de temps de déplacement à un temps de déplacement certain de même moyenne, l'Annexe 6 détaille le calcul pour deux distributions non certaines.

Dans les tests simplifiés effectués dans la partie suivante, on prend une aversion au risque $\theta = 2$. Pour prendre en compte l'hétérogénéité de l'aversion au risque des individus au sein de la population, et donc de la variation compensatoire, au sein d'une population, l'hétérogénéité de l'aversion au risque sera plus particulièrement examinée dans la section 5.3. En revanche pour la valeur du temps, une valeur de 15€/h par passager sera considérée.

3.1.2. Méthodes moyenne-dispersion

Les méthodes moyenne-dispersion consistent à valoriser une mesure de la dispersion de la distribution des temps de déplacement comme indicateur de fiabilité. Les gains de fiabilité sont calculés en multipliant l'indicateur de fiabilité par un ratio de fiabilité (reliability ratio, RR) et par la valeur du temps (VdT). Plusieurs indicateurs de fiabilité existent. Dans les référentiels nationaux d'évaluation socio-économique des projets de transport, le modèle moyenne-dispersion le plus souvent recommandé pour la prise en compte des gains de fiabilité, est le modèle moyenne écart-type dans lequel l'indicateur de fiabilité est l'écart-type (σ), comme illustré par de Jong (2015) en Figure 9. Un autre indicateur de fiabilité fréquemment utilisé est la différence entre le 90^{ème} percentile (P90) et la moyenne des temps de déplacement (μ), nommé buffer index dans la Figure 9.



Most appropriate definition of reliability for use in CBA: Frequency distribution of answers of the experts.

Figure 9. Choix de l'indicateur de fiabilité pour la prise en compte dans l'analyse coûts-bénéfices - Source : De Jong, 2015

L'estimation de ratios de fiabilité pour ce type de modèles a été largement étudiée, comme le montre par exemple la méta-analyse de Carrion et Levinson (2010) pour les modèles moyenne écart-type notamment, ou Markovitch (2009) et Browstone et Small (2005) pour l'utilisation du 90^{ème} percentile.

Dans la partie suivante (partie 4 sur la hiérarchisation des projets en fonction de la méthode de valorisation de la fiabilité utilisée), étant donné que seule la cohérence de la hiérarchisation des projets par les différentes méthodes est étudiée, et non les niveaux relatifs de valorisation, des ratios « moyens » de la littérature sont appliqués (cf. annexe 1) : **0,8** pour le modèle moyenne écart-type et **1** pour le 90^{ème} percentile. Le ratio de valorisation choisi ne change pas le classement des projets par leurs gains de fiabilité relatifs mais ne change que le niveau de ces gains. L'hypothèse sur le niveau de

valorisation n'a donc pas d'impact sur l'analyse des classements des projets et des corrélations entre méthodes, bien que la variation individuelle de ces niveaux de valorisation (RR variant par motif ou CSP par exemple), non prise en compte ici, puisse influencer sur la hiérarchisation dans certains cas.

Cependant, le niveau de valorisation peut changer la hiérarchie des projets quand on considère la somme des gains de temps de déplacement et de fiabilité, voire encore plus si on ajoute les autres gains et coûts du projet (externalités environnementales, etc.). Le sujet du niveau de valorisation est abordé en partie 5.

Les gains de fiabilité sont calculés avec l'équation (1) pour le modèle moyenne-dispersion et l'équation (2) pour le 90^{ème} percentile.

$$\text{Méthode moyenne-écart-type : Gains de fiabilité} = \Delta(\sigma) * 0.8 * VdT \quad (1)$$

$$\text{Méthode P90-moyenne Gains de fiabilité} = \Delta(P90 - \mu) * 1 * VdT \quad (2)$$

où $\Delta(x)$ est la différence de l'indicateur de fiabilité entre option de référence et option de projet,

σ l'écart-type des temps de déplacement

μ la moyenne des temps de déplacement

P90 le 90^{ème} percentile de la distribution des temps de déplacement.

NB : d'un point de vue théorique, l'utilisation de la médiane est préférable à la moyenne dans l'équation (2). D'un point de vue pratique, pour le mode routier notamment, les modèles de trafic donnant des estimations des moyennes et non des médianes de temps de déplacement, l'utilisation de la moyenne plutôt que de la médiane est souhaitable. Cependant, comme discuté par la suite, les deux indicateurs donnent des résultats peu différents pour la plupart des distributions observées.

3.1.3. Modèle moyenne-retard (mean-lateness) et valorisation de la ponctualité

Le modèle moyenne-retard comprend deux éléments : le temps « prévu » qui est le temps de trajet entre l'heure de départ et l'heure prévue d'arrivée, et la moyenne du retard à destination qui est la moyenne de temps de trajet entre l'heure prévue d'arrivée et l'heure réelle d'arrivée. Ce modèle a été utilisé par exemple par (Batley et Ibanez, 2009). Le modèle moyenne-retard est utilisé généralement pour les TC plutôt que pour les VP. L'heure réelle d'arrivée peut être plus tôt ou plus tard que l'heure prévue d'arrivée. Des variantes du modèle moyenne-retard valorisent, soit les avances et les retards avec des coefficients différenciés, soit uniquement les retards.

Dans les tests suivants, le modèle moyenne-retard valorise la moyenne du retard compris comme la moyenne de la différence entre heure d'arrivée prévue et heure d'arrivée réelle.

Le ratio de fiabilité utilisé est de 1 pour la moyenne des retards (μ_{retards}), cf. équation 3.

$$\text{Méthode moyenne -retard : Gains de fiabilité} = \Delta(\mu_{\text{retards}}) * 1 * VdT \quad (3)$$

Une variante du modèle moyenne retard consiste à valoriser la ponctualité, exprimée comme la réduction de la probabilité pour un voyageur d'être en retard. Pour un déplacement donné, les voyageurs ont une probabilité d'être en retard qui est convertie en minutes par des ratios déterminés par des enquêtes de préférences déclarées et ce temps équivalent de retard est ensuite valorisé par la valeur du temps.

Ce modèle a été estimé en France par le STIF (sur les radiales ferrées d'Ile-de-France) et par RFF (pour les TER et les TAGV), par des enquêtes de préférences déclarées, comme détaillé dans (Kroes et al, 2006) et (CGSP, 2013).

Dans l'étude du STIF (Kroes et al, 2006), les avances et les retards de moins de 5 minutes ne sont pas valorisés. Les probabilités de retards de 5 à 15 minutes et les probabilités de retards de plus de 15 minutes sont converties en temps équivalent en minutes avec différents taux selon le niveau de fréquence des retards. Les gains de fiabilité sont donnés par l'équation (4) où la probabilité de retards est traduite en minutes par les taux du Tableau 4.

$$\text{Méthode TCU (STIF)} : \text{Gains de fiabilité} = \Delta (\text{temps équivalent en minutes des petits retards}) * VdT + \Delta (\text{temps équivalent en minutes des grands retards}) * VdT \quad (4)$$

Par exemple, si, pour un trajet domicile travail, la probabilité de retards de 5 à 15 minutes est de 25% et que la probabilité de retards de plus de 15 minutes est de 10%, les coûts de fiabilité sont $22,2 + 13,3 = 35,5$ minutes valorisées par la valeur du temps.

Tableau 4. Valorisation du l'irrégularité et du confort sur les radiales d'Ile-de-France

en minutes équivalentes	Trajet depuis ou vers Paris			
	Retards de 5 à 15 minutes		Retards de plus de 15 minutes	
	trajets domicile- travail/études	autres trajets	trajets domicile- travail/études	autres trajets
5%	4,6	6,2	6,7	8,9
10%	9,2	12,3	13,3	17,8
15%	13,8	18,5	20	26,7
20%	18	24,1	25,3	33,9
25%	22,2	29,7	30,7	41,1
30%	26,4	35,3	36,1	48,3
35%	29	37,2	41,5	55,5
40%	31,6	39,1	46,9	62,7
45%	34,2	41	52,3	69,9
50%	36,8	42,9	57,7	77,1
55%	39,4	44,8	63,1	84,3
60%	42	46,7	68,5	91,5
65%	44,6	48,6	73,9	98,7
70%	47,2	50,5	79,3	105,9
75%	49,8	52,4	84,7	113,1
80%	52,4	54,3	90,1	120,3
85%	55	56,2	95,5	127,5
90%	57,6	58,1	100,9	134,7
95%	60,2	60	106,3	141,9
100%	62,8	61,9	111,7	149,1

Source : STIF (2006).

La méthode présentée dans le rapport Quinet (CGSP, 2013), présentée dans le Tableau 8 ci-dessous a été directement tirée des estimations du STIF, moyennant un certain nombre d'hypothèses simplificatrices.

Tableau 5. Relation entre probabilité de retard sur une origine-destination-horaire et valorisation en minutes équivalentes dans le cas des transports collectifs urbains et péri-urbains (tramway, métros, bus, trains de banlieue)

Probabilité du retard	Retards inférieurs ou égaux à 5 minutes	Retards de 5 à 15 minutes		Retards de plus de 15 minutes	
	Tous motifs	trajets domicile-travail/études	autres trajets	trajets domicile-travail/études	autres trajets
Minutes équivalentes pour chaque point de pourcentage entre 0 et 5 %	Les retards de moins de 5 minutes sont valorisés comme du temps de trajet	0,92	1,24	1,34	1,78
Minutes équivalentes pour chaque point de pourcentage entre 5 et 15 %		0,92	1,22	1,32	1,78
Minutes équivalentes pour chaque point de pourcentage entre 15 et 30 %		0,84	1,12	1,08	1,44
Minutes équivalentes pour chaque point de pourcentage entre 30 et 100 %		0,52	0,38	1,08	1,44

Une étude similaire à l'étude de (Kroes et al. 2006) a été conduite pour les trains de plus longue distance par RFF (RFF, 2012) et reprise dans le rapport Quinet (CGSP, 2013). Dans cette méthode, seuls les retards de plus de 10 minutes sont valorisés, en appliquant un coefficient de 2.5 à chaque point de probabilité de retard pour convertir la probabilité de retard en un temps équivalent en minutes. Les gains de fiabilité sont calculés par l'équation (5)

$$\text{Méthode TCI : Gains de fiabilité} = \Delta (\% \text{ de retards}) * 2.5 * VdT \quad (5)$$

3.2. Projets testés : description des distributions des temps de déplacement

L'analyse du classement des projets par les différentes méthodes est réalisée pour deux groupes de projets (routiers et ferroviaires). Cette distinction est nécessaire car les formes de distributions varient d'un mode à l'autre (cf. Figure 10 et Figure 11). Toutes les distributions testées ont la même moyenne : seule la forme de la distribution des temps de déplacement change d'une distribution à une autre.

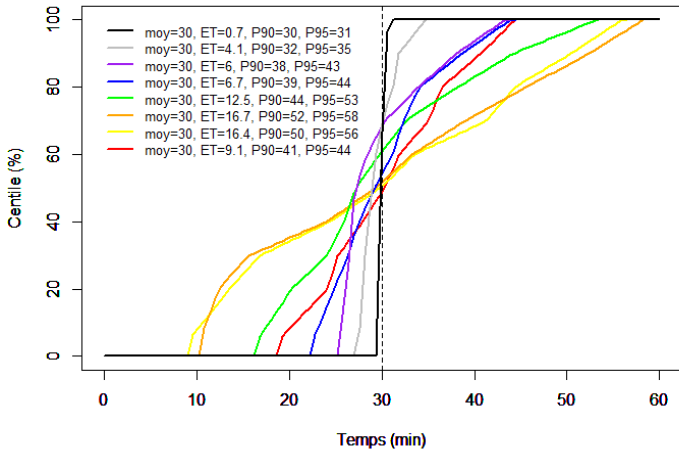
Les projets sont assimilés dans la suite du rapport à des distributions de temps de parcours : un projet correspond au gain du passage, pour un usager, d'une distribution de temps de parcours donnée (en option de référence, distributions colorées sur les figures suivantes), comparée à un temps certain de même moyenne ou à une distribution de temps de parcours plus fiable (en option de projet, distributions noires dans les figures suivantes par exemple).

Les distributions utilisées ci-après sont des distributions de temps de déplacement représentatives des distributions observées.

Pour le mode routier, les distributions ont été déterminées à partir de l'analyse de données de vitesses issues de boucles de comptage du réseau routier national d'Ile-de-France sur des tranches horaires d'une heure, jours ouvrés, sur un an. Les distributions observées, qui proviennent d'une même section de l'A4, ont ensuite été translatées au temps moyen de 30 minutes afin d'assurer la comparabilité des tests effectués.

Pour le mode ferroviaire, la base de données utilisée fournissant des distributions de retards, ces distributions ont été sommées à un temps moyen de 30 minutes afin d'obtenir des distributions de même moyenne, et comparables aux distributions routières.

Distributions cumulées des temps de parcours



Distributions des temps de parcours

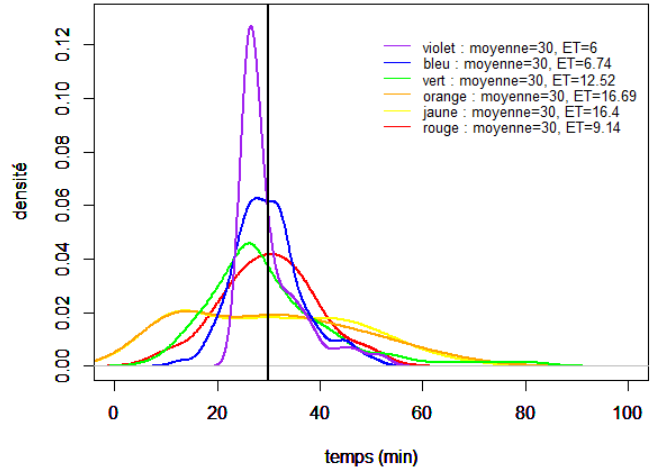
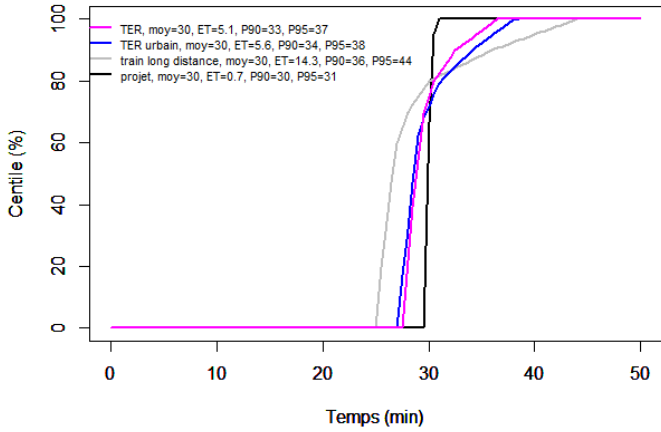


Figure 10. Distributions des temps de déplacement sur une section routière de 22 km

Distributions cumulées des temps de parcours



Distributions des temps de parcours

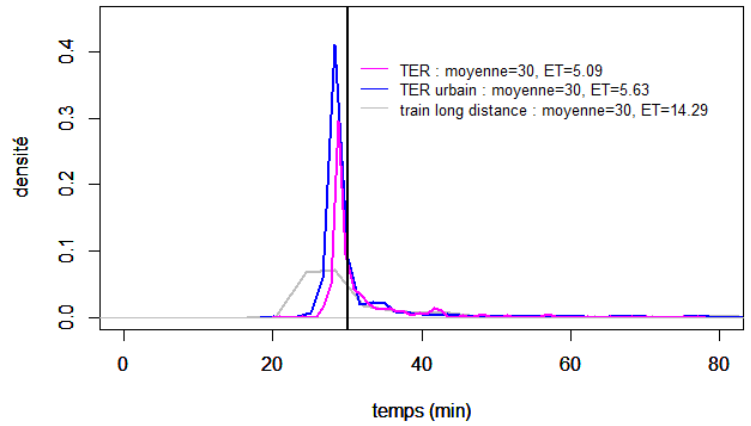


Figure 11. Distributions de temps de déplacement ferroviaires

Comme indiqué dans la partie 2.2, les distributions routières sur la Figure 10 sont représentatives des différentes formes de distributions des temps de déplacement que l'on peut observer sur un itinéraire de 22 km en Ile-de-France à différentes heures et jours de la semaine. Il convient de noter que les formes de distributions peuvent varier fortement sur une même route d'un jour ou d'une heure à une autre. Les distributions des temps de déplacement ferroviaires de la Figure 11 sont basées sur des temps de déplacement observés pour des trains et les formes de ces distributions sont plus proches les unes des autres, tout en étant différentes de formes routières : la distribution est systématiquement moins étalée à gauche que pour les distributions routières (c'est-à-dire que l'on observe moins d'avances pour le mode ferroviaire que pour le mode routier). Cependant, les distributions des temps de déplacement ferroviaires présentées sont des distributions de temps de trains et non de temps de déplacement voyageurs, qui comporteraient en plus du pré et post acheminement et des correspondances. De même, pour les déplacements routiers il faudrait aussi dans certains cas prendre en compte par exemple un temps de recherché de stationnement...

Les gains de fiabilité sont calculés pour chaque méthode de valorisation de la fiabilité en considérant la distribution noire (certaine) comme option de projet : on calcule les gains de fiabilité pour passer d'une distribution donnée (distribution colorée) à un temps de trajet certain de même moyenne (distribution noire sur la Figure 10).

Sur les résultats dans les parties suivantes, les projets sont nommés par la couleur de la distribution en option de référence (Figure 10 pour les VP, Figure 11 pour les TC) : par exemple, le projet rouge correspond aux gains de fiabilité par usager passant de la distribution des temps de déplacement rouge à la distribution noire.

NB : des tests ont été également effectués avec la distribution grise de la Figure 10 (et de la Figure 11 pour les TC) en option de projet (temps non certain mais très fiable) afin de considérer des projets qui ne réduisent pas complètement l'incertitude des temps de trajet ce qui est peu vraisemblable. Cependant, les conclusions avec les distributions noire et grise sont identiques. Seuls les résultats avec les distributions noires (temps de trajet certain) sont donc présentés dans les parties suivantes.

Des tests ont également été effectués sur des projets ferroviaires et sont présentés en détail en annexe 4. Les distributions de temps de parcours de ces tests sont celles présentées dans la partie 2.3 (Figure 5).

Synthèse sur les méthodes de valorisation comparées et projets testés

Trois grandes catégories de méthode de valorisation de la fiabilité sont ici utilisées et comparées :

- la méthode des variations compensatoires, appliquée ici avec une fonction d'utilité de type CRRA, consiste à calculer l'augmentation du temps de trajet espéré que l'utilisateur est prêt à subir pour éviter la variabilité des temps de trajet et avoir un temps de trajet certain. Ce temps de déplacement équivalent dépend notamment de l'aversion au risque de l'utilisateur ;
- les méthodes moyenne-dispersion, basées sur un ou deux indicateurs de fiabilité agrégés (moyenne, écart-type, décile). Ce type de méthode est utilisé à la fois pour les modes routiers et ferroviaires. Ces méthodes sont estimées à partir d'enquêtes de préférences déclarées et révélées et utilisées dans la plupart des recommandations des pays en termes d'inclusion de la fiabilité dans l'évaluation socio-économique (Royaume-Uni, Pays-Bas, Allemagne, Nouvelle-Zélande, Australie notamment) ;
- les modèles moyenne-retard sont une variante spécifique aux TC des modèles moyenne-dispersion, avec l'utilisation de la moyenne des retards par rapport à l'horaire affiché comme indicateur de fiabilité.

Les distributions de temps de parcours routiers utilisées sont celles observées sur une section de l'A4 en Ile-de-France sur une année. Les distributions de temps de parcours ferroviaires utilisées sont celles observées sur un mois (Juin 2016) sur des lignes TAGV et TER de plusieurs régions. Les projets testés dans la suite de l'étude correspondent au passage d'une option de référence caractérisée par la distribution des temps de parcours considérée à une option de projet au temps de parcours certain.

4. Hiérarchisation des projets en fonction des méthodes de valorisation de la fiabilité

Dans cette partie il s'agit d'évaluer la robustesse des méthodes de valorisation de la fiabilité par une analyse empirique du classement des projets par les différentes méthodes.

Ce classement permet d'évaluer la cohérence de la hiérarchisation des projets par les différentes méthodes. L'analyse porte dans un premier temps sur quelques distributions types de temps de déplacement. Ensuite, afin d'inclure un maximum de formes de distributions dans l'analyse, des analyses de corrélation entre méthodes sont menées sur un ensemble de distributions routières de temps de déplacement en Ile-de-France.

Le classement des projets ne prend pas en compte la valeur relative de la fiabilité par rapport aux autres avantages engendrés par les différents projets. Le niveau de valorisation de la fiabilité est analysé dans la partie 5, avec des approfondissements sur les méthodes de valorisation de la fiabilité afin d'estimer la variabilité des niveaux de valorisation obtenus au sein de chaque méthode et d'estimer les éventuels effets de seuil.

4.1. Hiérarchisation des avantages de fiabilité des projets selon la méthode utilisée

Les gains de fiabilité pour les distributions des temps de déplacement routiers sont affichés sur la Figure 12 pour chacune des méthodes de valorisation. Le classement des projets est presque identique quelque soit la méthode de valorisation utilisée. En effet, le projet orange est le projet qui présente les gains de fiabilité les plus forts pour toutes les méthodes. Ensuite, les projets sont classés comme l'on pourrait s'y attendre au vu de l'étalement respectif des distributions Figure 10) : le projet jaune est le second meilleur projet, puis vient le vert. Les distributions bleue et violette se croisent Figure 10, leurs médianes sont assez différentes et leur classement, bien que toujours après la distribution verte, varie d'une méthode à une autre. Cependant, les gains de fiabilité de ces deux projets restent proches quelle que soit la méthode utilisée. Pour la méthode moyenne-retard et les deux méthodes qui s'appuient sur la valorisation de la réduction du pourcentage de trains retardés, les gains de fiabilité sont plus importants pour le projet violet que pour le projet bleu.

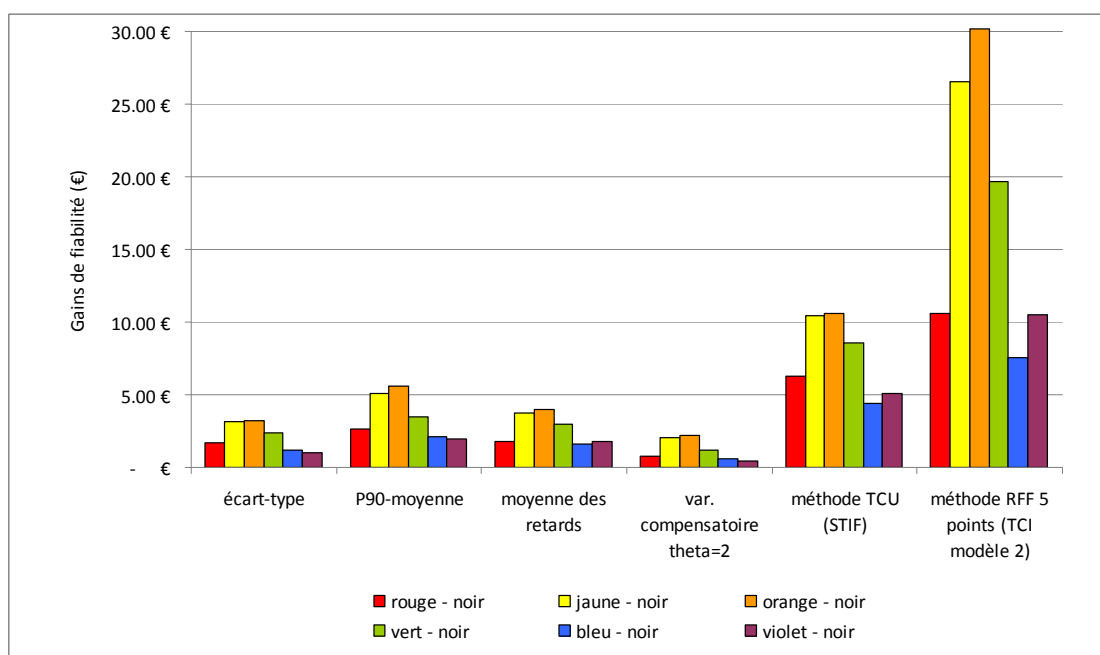


Figure 12. Gains de fiabilité pour les distributions routières des temps de déplacement (€/usager)

Les résultats sont similaires pour les gains de fiabilité des distributions ferroviaires comme le montre la Figure 13. Le classement des projets est identique quelle que soit la méthode de valorisation. Le meilleur projet est le projet « train grande ligne », suivi par le projet « TER » puis « TER urbain ».

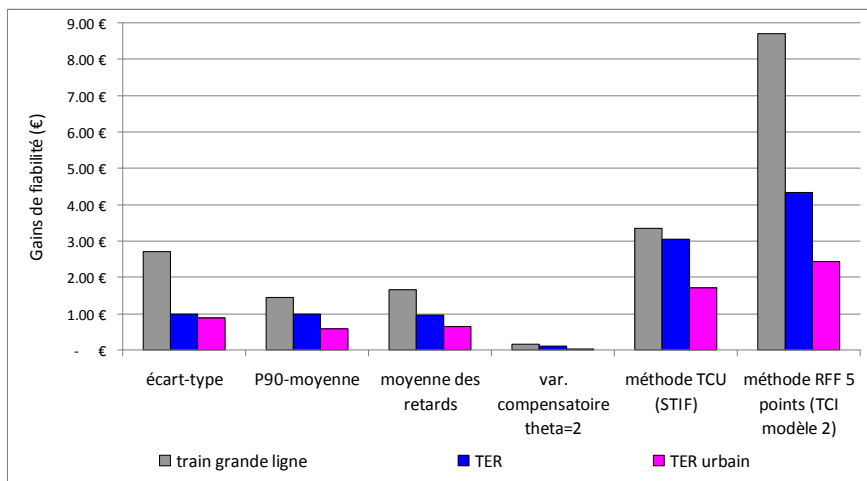


Figure 13. Gains de fiabilité des distributions TC des temps de déplacement (€/usager)

Comme indiqué en introduction, la fiabilité est appréhendée comme le retard par rapport à l’horaire affiché pour les modes ferroviaires interurbains. Les gains de temps sont alors valorisés comme la variation de temps de déplacement nominal. La comparaison entre les méthodes diffère donc légèrement de celle effectuée pour les modes routiers car la décomposition entre gains de temps et gains de fiabilité n’est pas la même dans les cas routiers et ferroviaires. Des approfondissements, présentés en Annexe 4 ont donc été menés pour des projets ferroviaires.

Sur les projets ferroviaires présentés en partie 2.3, les méthodes de valorisation comparées comprennent notamment :

- L’approche par les minutes perdues (gains de temps non pondérés). On ne considère ici que les minutes perdues strictement supérieures à 5 min. Les trains arrivant avec 5 min ou moins de retard sont donc considérés comme à l’heure pour cette analyse.
- L’approche présentée dans le référentiel d’évaluation (« méthode TCI » dans la partie précédente), issue des recommandations du rapport Quinet pour les TCI :
 - Retards supérieurs à 10 minutes : $2,5 \text{ min} * (\% \text{ trains}]_{10-\dots}[\text{PRO}-\% \text{ trains}]_{10-\dots}[\text{REF}]$

L’analyse sur ces projets ferroviaires, présentée en détail dans l’Annexe 4 confirme les résultats obtenus ci-dessus par la comparaison des gains de fiabilité obtenus par la méthode de valorisation des minutes perdues (valorisation avec la valeur du temps) et obtenus par la méthode TCI. En effet, malgré des effets de seuil, le classement des projets ferroviaires testés est globalement homogène entre les méthodes TCI et la valorisation des minutes perdues (méthode proche de la méthode moyenne-retards avec un coefficient de 1).

4.2. Valorisation relative des avantages de fiabilité entre projets selon la méthode utilisée

Le graphique suivant (Figure 14) représente les gains relatifs de fiabilité entre projets : il s’agit du ratio gains de fiabilité de chaque projet / gains de fiabilité du meilleur projet (projet orange). Des lignes parallèles sur la figure 5 signifient que la valorisation relative des projets par les différentes méthodes est stable.

C’est globalement le cas pour l’ensemble des méthodes. De plus, la variation compensatoire et moyenne écart-type sont les méthodes les plus différenciantes.

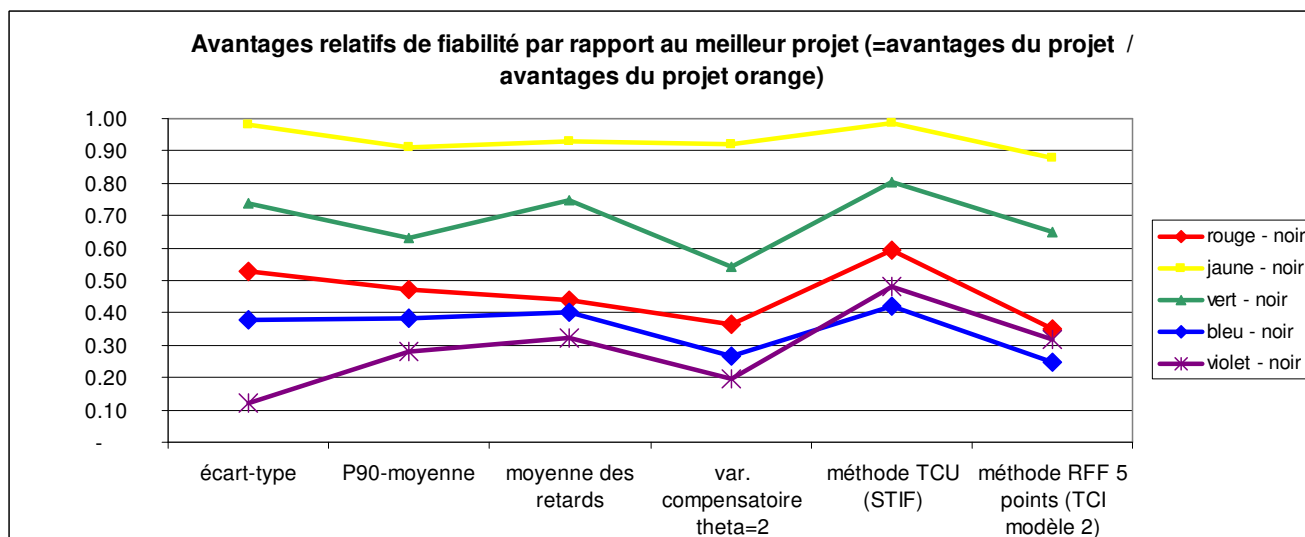


Figure 14. Gains relatifs de fiabilité pour les distributions routières des temps de déplacement

4.3. Corrélations entre les avantages économiques de fiabilité des différentes méthodes sur des distributions routières en Ile-de-France

L'analyse précédente, menée sur un nombre limité mais a priori représentatif en termes de formes de distributions de temps de déplacement, est complétée par l'application des différentes méthodes à un plus grand ensemble de distributions des temps de déplacement.

Ces distributions des temps de déplacement sont tirées de données de boucles de comptage des routes nationales d'Ile-de-France. Ces distributions sont calculées sur un an, pour des périodes d'une heure et pour chaque jour de la semaine. Il s'agit de la même base de données que celle utilisée dans la partie 0.

Les résultats sur cet ensemble de distributions de temps de déplacement confirment les analyses précédentes, comme présenté de façon détaillée en annexe 2. Comme le montre le Tableau 6, la corrélation entre méthodes est suffisamment forte pour autoriser les comparaisons de gains de fiabilité par différentes méthodes pour la plupart des méthodes, mises à part les méthodes TC basées sur la ponctualité des voyageurs.

Tableau 6. Corrélations entre méthodes à partir de distributions de temps de parcours routiers d'Ile-de-France

	variation compensatoire	moyenne écart-type	P90-P50	P90-moyenne	moyenne retard	TCI (% voyageurs retardés)	TCU (STIF) (% voyageurs retardés)
variation compensatoire	1.00						
moyenne écart-type	0.66	1.00					
P90-P50	0.65	0.93	1.00				
P90-moyenne	0.75	0.90	0.98	1.00			
moyenne retard	0.67	0.96	0.92	0.91	1.00		
TCI (% trains retardés)	0.53	0.48	0.54	0.50	0.44	1.00	
TCU (STIF) (% trains retardés)	0.49	0.45	0.51	0.48	0.45	0.97	1.00

Le tableau ci-dessus permet de regrouper les méthodes en trois catégories :

- avec une faible corrélation (en orange dans le Tableau 6) par rapport aux autres méthodes mais une forte corrélation entre elles, deux études similaires (réalisées par le même bureau d'étude et avec une méthode identique) basées sur des préférences déclarées sur les usagers TC en France. Cette faible corrélation est notamment liée aux effets de seuils pour les trajets courts et faibles retards : une part importante des résultats sur la base de données utilisée fournit des gains de fiabilité nuls ;
- avec une forte corrélation (vert), les méthodes tirées de la littérature et pour lesquelles les valeurs sont issues de préférences déclarées et révélées (moyenne dispersion et moyenne-retard) ;
- avec une corrélation moyenne aux méthodes moyenne-dispersion (jaune), la variation compensatoire, calculée à partir des estimations d'une enquête de préférences déclarées en Ile-de-France et réalisée pour des usagers VP et TC.) (méthode des variations compensatoires avec fonction CRRA estimée avec MIMETTIC).

Etant donnée cette forte corrélation entre méthodes, le choix de la méthode peut être basé sur la possibilité ou non de projection des indicateurs de fiabilité. Ainsi, la variation compensatoire demande de connaître la distribution complète, ce qui est complexe à projeter mais ses résultats sont assez fortement corrélés aux résultats de la méthode P90-moyenne pour laquelle il existe des méthodes de projections du P90 et de la moyenne par arc (mais malheureusement pas par OD). La méthode P90-moyenne a les plus fortes corrélations avec les autres méthodes.

L'indicateur utilisé dans la littérature est le P90-médiane, plus représentatif des comportements des usagers que le P90-moyenne (Markovitch, 2009). Cependant, l'indicateur P90-moyenne est plus facile d'utilisation : la moyenne des temps de trajet est une sortie des modèles de trafic (fréquemment tirée de courbes débit-vitesse) et est par conséquent plus simple à projeter que la médiane. La Figure 36 montre que les résultats avec la médiane ou la moyenne sont suffisamment proches pour permettre l'utilisation de l'indicateur du P90-moyenne bien qu'il n'y ait pas de justification théorique à l'utilisation de cet indicateur.

De plus, la relation entre la variation compensatoire et les autres méthodes n'est pas linéaire en fonction de la distance ou du temps de parcours moyen sur l'OD, ce qui est cohérent avec l'utilisation de fonction d'utilité non linéaires dans le cas des variations compensatoires. Par conséquent, pour les méthodes moyenne-dispersion et moyenne-retard, le ratio de fiabilité devrait être différencié selon la distance totale de déplacement par exemple.

Les méthodes TC basées sur la ponctualité des voyageurs ont des corrélations relativement faibles avec les autres méthodes. Ces méthodes sont compliquées à interpréter à cause des effets de seuils. Ces effets de seuils pourraient cependant être réduits en affinant la segmentation des méthodes. Les affinements des méthodes TC, notamment sur cette question, sont détaillés dans la partie 5.2.1. Les effets de seuil peuvent être effectivement réduits mais les résultats en termes de corrélation restent du même ordre de grandeur (inférieur à 0.6).

Synthèse sur la hiérarchisation des projets

Il s'agit d'évaluer la robustesse des méthodes de valorisation de la fiabilité par une comparaison du classement des projets par les différentes méthodes de valorisation.

Cette comparaison, menée sur un ensemble de distributions contrastées, montre que les différentes méthodes de valorisation donnent des classements des projets identiques, pour les distributions de temps de parcours routières et ferroviaires, à de rares exceptions près, même si les différentes méthodes sont plus ou moins différenciantes (l'écart entre deux projets est plus ou moins important d'une méthode à une autre).

Un complément d'analyse mené sur un grand nombre de distributions de temps de parcours montre que :

- les résultats des différentes méthodes de type moyenne-dispersion sont très corrélés ;
- les résultats des méthodes de valorisation de la ponctualité des TC en urbain et interurbain sont très corrélées entre elles ;
- les résultats des méthodes de valorisation de la ponctualité des TC sont assez faiblement corrélés aux résultats des autres méthodes ;
- les résultats de la méthode faisant intervenir la variation compensatoire sont moyennement corrélés aux résultats des méthodes de type moyenne-dispersion.

Ces corrélations conduisent à des conclusions pour la mise en œuvre des méthodes :

- la méthode P90-moyenne, qui fait partie des méthodes moyenne-dispersion, semble plus simple à mettre en œuvre (car les méthodes de projection de la moyenne et du P90 existent) et donne des résultats assez corrélés à ceux de la méthode de la variation compensatoire ;
- les méthodes TC basées sur la ponctualité sont peu corrélées aux autres méthodes (notamment à cause d'effets de seuil pour des trajets courts), ce qui rend leur mise en cohérence avec les autres méthodes complexe.

5. Comparaison des niveaux de valorisation obtenus

La partie 4 a montré que les différentes méthodes de valorisation de la fiabilité testées donnent des résultats globalement cohérents en termes de hiérarchisation de projets en fonction de leurs gains de fiabilité. Cependant, les méthodes TC basées sur la ponctualité semblent moins robustes du fait des effets de seuil sur les petits retards.

La partie suivante approfondit les analyses des méthodes en comparant les niveaux de valorisation obtenus par les différentes méthodes. Après une analyse empirique des différences de niveaux de valorisation que donne l'application des différentes méthodes de valorisation de la fiabilité sur des distributions routières et ferroviaires dans la partie 5.1, plusieurs pistes d'explication des plus grosses différences observées sont explorées et quantifiées dans la mesure du possible par des tests empiriques et des analyses de la littérature.

5.1. Différences de niveau de valeur entre méthodes : quelques ratios

Comme montré sur les Figure 12, rappelée ci-dessous, et Figure 13, sur une sélection de formes de distributions de temps de déplacements, le niveau de valeur des méthodes varie fortement d'une méthode à l'autre, avec un ratio de 5 à 10 entre les méthodes des variations compensatoires, moyenne dispersion et moyenne-retard d'une part, et les méthodes TCI et TCU, basées sur la ponctualité, d'autre part. De plus, la variation compensatoire est un peu plus faible que les gains de fiabilité obtenus par les autres méthodes comparées, avec un ratio de l'ordre de 0.5 par rapport aux méthodes moyenne-dispersion.

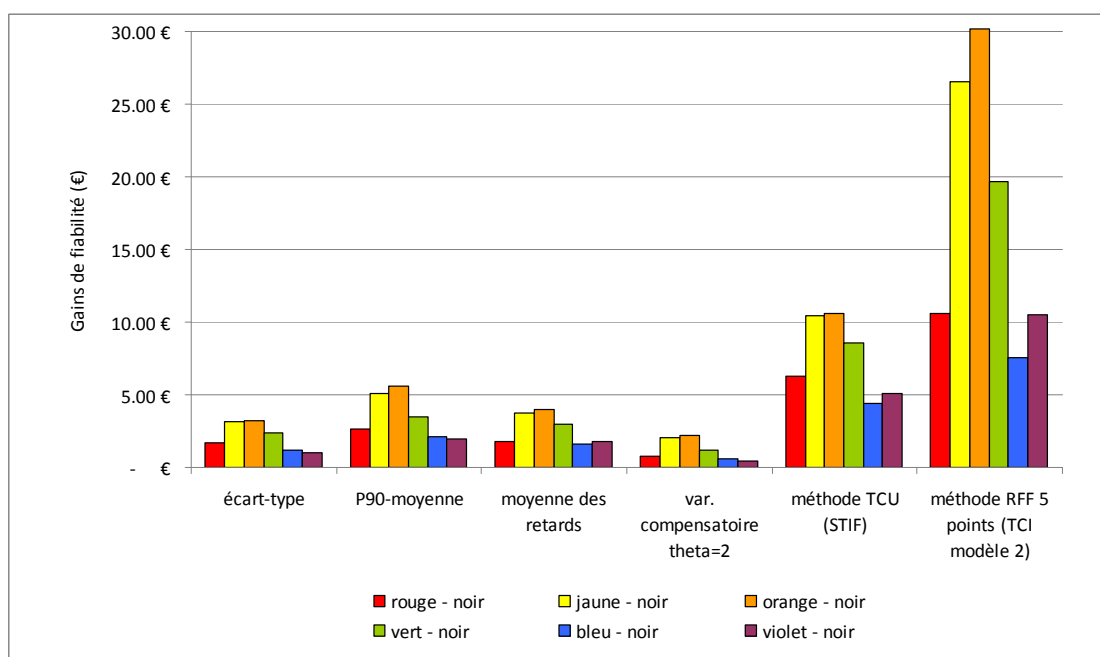


Figure 15. Gains de fiabilité pour les distributions routières des temps de déplacement (€/usager)

On retrouve donc ici les trois catégories de méthodes identifiées dans les analyses de corrélation (Tableau 6) :

- les méthodes TC basées sur la ponctualité qui donnent des valorisations de la fiabilité élevées par rapport à la littérature ;
- les méthodes moyenne-dispersion qui donnent une valeur « moyenne » issues de la littérature ;
- la méthode de la variation compensatoire avec fonction CRRA qui donne des valeurs qui se situent plutôt dans la fourchette basse de la littérature

L'analyse sur l'ensemble de la base de données routières (décrite en partie 2.4.2, Tableau 2) permet de confirmer ces premières analyses et de calculer des ratios « moyens » entre les différentes méthodes (Tableau 7).

Les ratios sont calculés dans un premier temps pour chacune des méthodes par rapport à la méthode des variations compensatoires avec fonction CRRA, puis dans un second temps par rapport à la méthode moyenne-écart-type. Le détail des estimations est présenté en Annexe 5. Le tableau ci-dessous indique les ratios valorisation de la fiabilité par la méthode analysée/ valorisation de la fiabilité par la méthode des variations compensatoires.

Tableau 7 : Ratio moyen de niveau de valorisation de la fiabilité entre les méthodes

	Ratio par rapport à la méthode des variations compensatoire (R ²)	Ratio par rapport à la méthode moyenne-écart-type (R ²)
variation compensatoire	1	cf. partie 5.4
moyenne écart-type	cf. partie 5.4	1
P90-P50	4.26 (0.43)	1.07 (0.49)
P90-moyenne	3.84 (0.56) 5.21 (0.61)	0.73 (0.37) 1.2 (0.72)
moyenne retard	3.7 (0.45)	0.97 (0.57)
TCI (% trains retardés)	17.73 (0.62)	8.5 (0.52)
TCU (STIF) (% trains retardés)	9.54 (0.54)	4.63 (0.47)

Note de lecture : La première colonne du tableau correspond aux ratios moyens entre chacune des méthodes et la méthode des variations compensatoires. Pour la ligne P90-moyenne, le ratio est obtenu par régression linéaire comme illustré par la Figure 16. Le ratio en noir correspond à la régression linéaire bleue sur la figure, comprenant l'ensemble des données. Le ratio en rouge correspond à la régression linéaire rouge, portant sur les données pour lesquelles P90-moyenne est positif.

La seconde colonne correspond aux ratios moyens entre chacune des méthodes et la méthode moyenne – écart-type. Ce ratio est obtenu par régression linéaire comme illustré par la Figure 17.

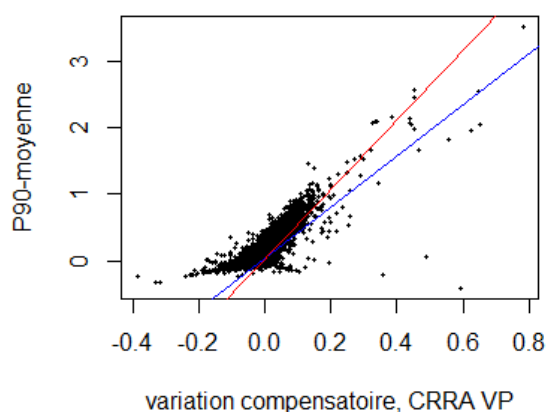


Figure 16. Calcul du ratio P90-moyenne / variation compensatoire sur des distributions routières

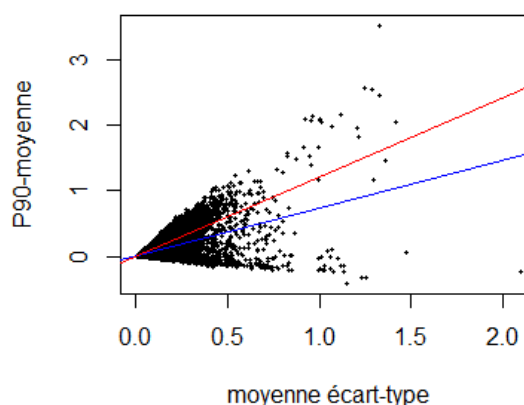


Figure 17. Calcul du ratio P90-moyenne / moyenne-écart-type sur des distributions routières

En rouge sont présentés les résultats obtenus pour le sous ensemble des données qui donne des valorisations strictement positives de la fiabilité des temps de déplacement, dans les cas où la méthode peut donner des résultats négatifs. Ce sont donc les valeurs indiquées en rouge qu'il faut considérer pour les méthodes basées sur la ponctualité car les effets de seuil font qu'une part important des valeurs est nulle dans l'échantillon complet. Pour la méthode P90-moyenne, le P90 pouvant être inférieur à la moyenne, les calculs sur les résultats strictement positifs sont en rouge (les valeurs négatives sont exclues de cet échantillon).

Ces ratios « moyens », permettant d'estimer en moyenne la variation de niveau de valorisation entre les méthodes pour un même projet, sont à utiliser avec prudence. En effet, les parties précédentes ont bien montré que, selon la forme des distributions, les valorisations de la fiabilité données par les différentes méthodes ne sont jamais strictement comparables ni équivalentes ce qui limite largement la portée des ratios proposés, notamment pour la mise en cohérence des méthodes en termes de niveau de valorisation de la fiabilité.

On constate dans le Tableau 7, en prenant la colonne de droite du tableau, c'est-à-dire en comparant les ratios des gains de fiabilité donnés par les différentes méthodes par rapport aux gains donnés par la méthode moyenne-écart-type, que les méthodes moyenne dispersion et moyenne-retard donnent des ordres de grandeur similaires (ratios autour de 1).

Les principales différences de niveaux de valorisation de la fiabilité se trouvent à deux niveaux :

- l'écart le plus important constaté est entre les méthodes basées sur la ponctualité (TCI, TCU) et toutes les autres méthodes testées : l'ordre de grandeur des écarts est de *5 à *18.
- la variation compensatoire se situe dans la fourchette basse des ordres de grandeur donnés par les modèles moyenne-écart-type, ce qui mérite d'être approfondi, notamment en faisant varier les temps moyens utilisés dans les distributions de temps de parcours des comparaisons.

L'analyse sur les projets ferroviaires présentée en Annexe 4 confirme que la valorisation par la méthode TCI peut s'avérer extrêmement forte par rapport à l'approche par les minutes perdues : avec des ratios allant de 6 à 18 pour les exemples étudiés.

Les écarts entre les méthodes basées sur la ponctualité (TCI, TCU) et toutes les autres méthodes testées ; la variabilité au sein des méthodes moyenne-dispersion ; et enfin les écarts entre la variation compensatoire et les modèles moyenne-écart-type d'autre part sont analysés dans les parties suivantes.

5.2.Pistes d'explication des différences de niveau de valorisation entre les méthodes TC basées sur la ponctualité et les autres méthodes de valorisation de la fiabilité

Les méthodes TC basées sur la ponctualité (méthodes TCI et TCU) fournissent des gains de fiabilité beaucoup plus élevés que les autres méthodes. Plusieurs pistes d'explication peuvent être avancées.

La première concerne les effets de seuil de ces deux méthodes, qui valorisent les gains de ponctualité de façon différenciée selon la durée moyenne du retard. Ainsi par exemple la méthode TCI ne valorise que les retards supérieurs à 10 minutes et la méthode TCU différencie les « petits » et « grands » retards. Ces effets de seuil sont analysés dans la partie 5.2.1 par des tests d'affinement des méthodes.

Les parties suivantes détaillent ensuite, à partir d'une revue de la littérature, d'autres pistes théoriques d'explication de différences entre méthodes : différences de niveau de valorisation en fonction du mode, liées entre autres à des différences de perception de la fiabilité par les usagers en fonction du mode, utilisation d'enquêtes de préférences déclarées ou de préférences révélées et forme de la fonction d'utilité utilisée pour la valorisation.

5.2.1. Réduction des effets de seuil des méthodes basées sur la ponctualité : affinement des méthodes

Les méthodes TC basées sur la ponctualité (TCU et TCI) ont *a priori* des effets de seuil importants, d'après leur définition la plus simple présentée dans la partie 3.1.3 et comme montré par les analyses sur les projets TC en Annexe 4. Ces effets peuvent expliquer en partie les différences très importantes de niveaux de valorisation observés entre les méthodes TC et les autres méthodes.

Les effets de seuil sont dus à deux facteurs étudiés successivement dans les analyses suivantes :

- la référence par rapport à laquelle la ponctualité est mesurée (vitesse nominale, vitesse médiane ou vitesse moyenne).

- la méthode elle-même, appliquée dans sa version la plus simple dans les analyses précédentes mais qui peut être affinée. Il s'agit des tests des modèles 1 et 2 de la méthode TCI présentés ci-dessous.

Les tests ont été effectués à la fois sur des distributions routières, représentatives de temps de trajets en bus, et, dans l'annexe 4 sur des distributions ferroviaires.

Concernant les distributions routières utilisées, afin de pouvoir analyser les effets de seuils des niveaux de retard et du choix de la médiane, de la moyenne ou de la vitesse maximale pour le calcul des retards, les distributions routières précédemment présentées sont utilisées, mais sans avoir été redressées pour avoir la même moyenne. Les distributions des temps de déplacement sont donc les suivantes :

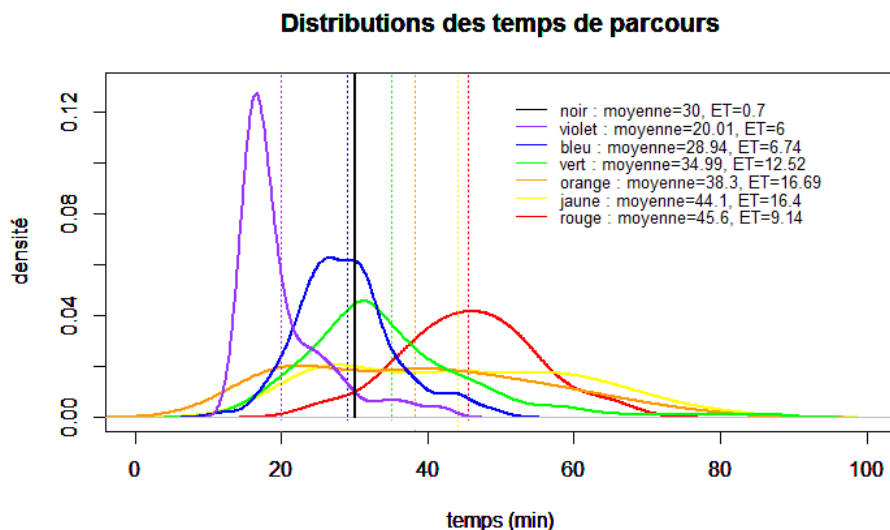


Figure 18 : Distributions de temps de déplacement routiers sur une section de l'A4 en Ile-de-France

Impact du temps de référence choisi pour le calcul du retard

Les tests effectués consistent à calculer les retards par rapport :

- à la moyenne (ref=temps moyen) ;
- à la médiane (ref= médiane) ;
- à la vitesse à vide (ref=temps à vide).

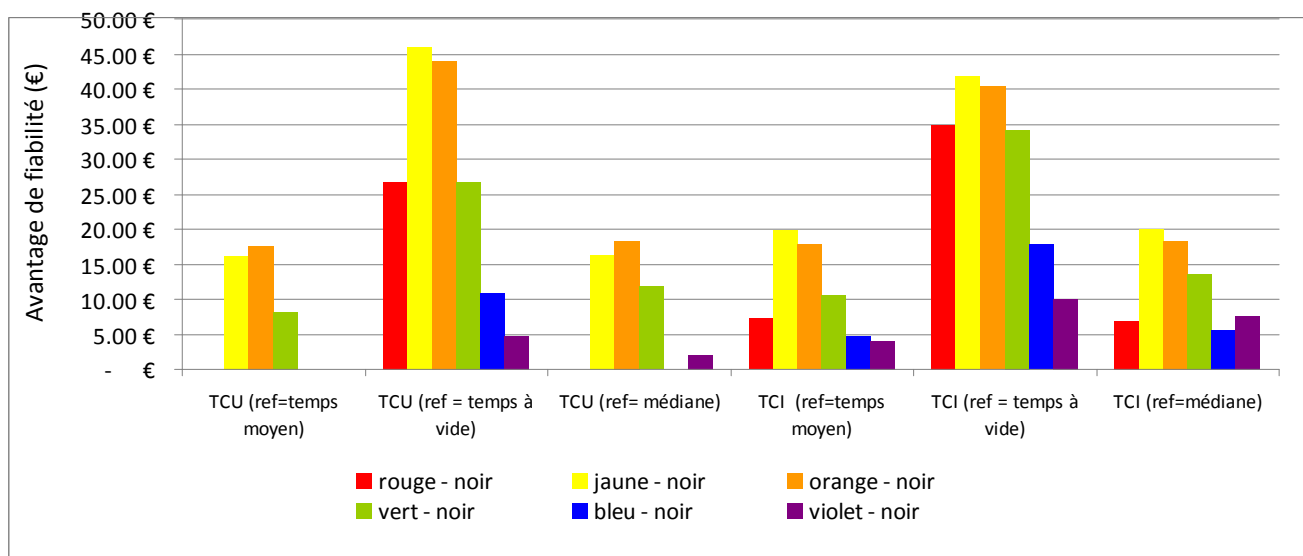


Figure 19 : Impact du niveau de finesse de la méthode sur la valorisation de la fiabilité sur des distributions routières avec les méthodes TCI

Sans surprise, le choix de la référence par rapport à laquelle on définit les retards a un impact important sur la valorisation de la fiabilité. Ainsi l'utilisation de la vitesse à vide comme vitesse de

référence sur-estime fortement les gains : elle les double sur les exemples présentés ci-dessus (Figure 20). Pour les transports en commun, le retard peut être mesuré par rapport à l'horaire affiché pour les usagers occasionnels, ou par rapport à la moyenne, pour les usagers fréquents dont on peut supposer qu'ils connaissent le retard moyen.

Réduction des effets de seuil des méthodes

Les tests sur l'affinement de la méthode TCI consistent à utiliser les méthodes les plus fines estimées dans l'étude d'où le modèle simplifié indiqué dans la partie 3.1.3 a été estimé. Il s'agit donc d'appliquer les deux modèles suivants :

TCI modèle 1 correspond à la valorisation de :

- Δ % retards de 5 à 10 min*1.3*VdT+ Δ % retards de 10 à 15 min*1.8*VdT+
- Δ % retards de 15 à 20min*2.1*VdT+ Δ % retards de 20 à 25min*2.1*VdT+
- Δ % retards de 25 à 30min*2.5*VdT+ Δ % retards de plus de 30min*2.8*VdT

TCI modèle 2 est une variante du modèle 1, avec les classes de retard suivantes :

- Δ % retards de 5 à 10 min*1.3*VdT+ Δ % retards de 10 à 25 min*2.0*VdT+
- Δ % retards de plus de 25 min*2.6*VdT

NB : il s'agit d'interprétations du modèle de RFF, qui a été calibré sur une enquête de préférence déclarées et pour les retards de 5, 10, 15, 20, 25 ou 30 minutes (cf. extrait du rapport ci-dessous).

Modèle	Spécificités du modèle	Equivalents-temps de 1% de retard TGV
Modèle 1	Non segmenté par motif, formulations linéaires du temps et du coût, coefficient par durée de retard	Par durée de retard : <ul style="list-style-type: none"> • 5 min : 1,3 min • 10 min : 1,8 min • 15 min : 2,1 min • 20 min : 2,1 min • 25 min : 2,5 min • 30 min : 2,8 min
Modèle 2	Non segmenté par motif, formulations linéaires du temps et du coût, coefficient par intervalle de durée de retard	Par intervalle de durée de retard : <ul style="list-style-type: none"> • 5 min : 1,3 min • 10-20 min : 2,0 min • 25-30 min : 2,6 min

Tableau 8 : Modèles fins de valorisation de la ponctualité des trains (source : RFF)

Le modèle consistant à valoriser Δ % retards de plus de 10 min *2.5*VdT est clairement une simplification des modèles ci-dessus.

Les méthodes nommées TCI dans la Figure ci-dessous sont les méthodes de valorisation de la ponctualité pour les transports en commun interurbain : l'équation 5 pour celle appelée « TCI » (méthode appliquée dans les tests précédents), le modèle 1 et 2 qui correspondent aux modèles présentés ci-dessus.

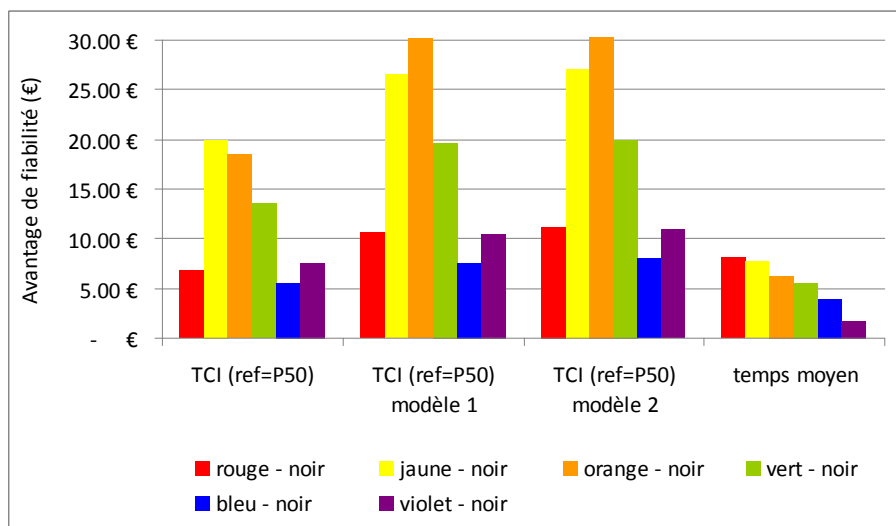


Figure 20 : Impact du niveau de finesse de a méthode sur la valorisation de la fiabilité sur des distributions routières avec les méthodes TCI

De plus, les tests de sensibilité sur le calcul des retards font apparaître un certain nombre d'effets de seuil des méthodes avec les projets rouge-noir, bleu-noir et violet-noir pour lesquels la valorisation de la fiabilité est nulle dans la méthode « TCU (ref=temps moyen) » (TCU, soit méthode déduite de l'étude STIF avec les retards calculés par rapport à la moyenne) alors que ces projets fournissent des gains de fiabilité.

Enfin, l'affinement de la méthode pour les transports en commun interurbains (TCI), avec le modèle 2 notamment, dont la méthode de base est une approximation, augmente les gains de fiabilité par rapport à la méthode de base mais n'a pas un impact important sur la hiérarchisation des projets qui reste ici identique.

Les analyses complémentaires sur la comparaison entre modèle TCI « Quinet » et modèle 2 menées sur des projets ferroviaires (présentées en Annexe 4) montrent, sous réserve de leur généralisation :

- que l'effet de seuil lié à la méthode TCI, s'il n'est pas fréquent, n'est pas non plus à exclure, rendant de ce point de vue préférable une approche avec davantage de seuils, et idéalement une valorisation lissée ;
- que de façon contre-intuitive, les méthodes TCI/modèle 2 ne conduisent pas systématiquement à une meilleure valorisation de la suppression des retards les plus élevés.

5.2.2. Eléments bibliographiques sur la variabilité des niveaux de valorisation de fiabilité au sein de la littérature

Les fortes différences de niveaux de valorisation constatés entre les méthodes TC basées sur la ponctualité et les autres méthodes peuvent également provenir de la différence de perception de la fiabilité suivant le mode de transport car les autres méthodes comparées ont été essentiellement estimées pour des usagers VP, à l'exception de la méthode des variations compensatoire, qui indique une différence de valorisation de la fiabilité de l'ordre de + 8% pour les TC par rapport aux VP.

L'analyse bibliographique succincte présentée en annexe 1 montre que les niveaux de valorisation issus de différentes méthodes (illustrés par les ratios de fiabilité) sont différents d'une étude à une autre mais restent dans des ordres de grandeur comparables (0.3 à 2.5) et ne semblent pas varier fortement entre les modes : la valorisation pour les TC est généralement plus élevée que pour les VP mais dans un ordre de grandeur de l'ordre de 50% maximum en moyenne. Cette variabilité n'est pas suffisante pour expliquer le ratio de 5 à 10 constaté sur les tests présentés dans la partie précédente entre les résultats des méthodes basées sur la ponctualité TC et l'ordre de grandeur des résultats de la méthode moyenne-écart-type.

Cependant, la valorisation de la fiabilité a été plus étudiée dans la littérature pour les VP que pour les TC, ce qui limite la portée de l'analyse bibliographique.

La construction de la méthode elle-même peut apporter des éléments d'éclairage complémentaires.

5.2.3. Enquêtes de préférences révélées et déclarées

Une piste de différences de niveaux de valorisation entre les méthodes peut être le type d'enquête utilisé pour l'estimation de la méthode. Il ne ressort pas, sur la revue de littérature, de fortes différences de niveaux de valorisation entre les enquêtes de préférences révélées et déclarées, comme semblent le montrer Carrion et Levinson dans leur méta-analyse (Carrion et Levinson, 2012).

Cependant, les enquêtes de préférences révélées et déclarées donnent, sur la fiabilité et sur d'autres estimations, des résultats souvent différents. Ainsi, les enquêtes de préférences déclarées, bien qu'elles permettent d'estimer de façon robuste les valorisations relatives, auraient souvent tendance à surestimer les préférences des usagers par rapport aux enquêtes de préférences révélées. Les limites des enquêtes de préférences déclarées pour l'estimation des coûts de fiabilité sont notamment discutées dans (Fosgerau, 2010).

Enfin, une autre piste d'explication réside dans la construction même du questionnaire, selon que l'on propose des choix d'horaire ou non dans le questionnaire, et selon la modélisation du temps.

5.2.4. Comparaison de la méthode moyenne-retard du STIF et des autres méthodes

Le modèle estimé par le STIF est basé sur les réponses à un questionnaire dans lequel les répondants sont invités à choisir entre deux trajets en train variant par la durée du trajet (supposée fixe) et la probabilité de retard du train. Ces réponses sont exploitées en supposant qu'un trajet k fournit l'utilité suivante :

$$U(\text{trajet}_k) = -\overline{tt}_k - \gamma_1 \cdot P_k(5 < \text{retard} < 15) - \gamma_2 \cdot P_k(\text{retard} > 15) + X_k \cdot \beta + \varepsilon_k$$

où \overline{tt}_k est le temps de trajet en train en minutes, retard le retard en minutes, $P_k(\cdot)$ la probabilité de retard et X_k les conditions de voyage (confort, information) avec k . Le terme d'erreur ε_k est supposé suivre une loi de Gumbel et les paramètres γ_1, γ_2 et β sont donc estimés à l'aide d'un logit conditionnel.

Considérons un trajet k qui se fait assis et informé. Alors, l'utilité de ce trajet peut alors s'écrire :

$$U(\text{trajet}_k) = -\overline{tt}_k \cdot \left[1 - P_k(5 < \overline{tt}_k + \text{retard} < \overline{tt}_k + 15) - P_k(5 < \overline{tt}_k + \text{retard} < \overline{tt}_k + 15) \right] \\ - (\overline{tt}_k + \gamma_1) \cdot P_k(5 < \overline{tt}_k + \text{retard} < \overline{tt}_k + 15) \\ - (\overline{tt}_k + \gamma_2) \cdot P_k(\overline{tt}_k + \text{retard} > \overline{tt}_k + 15) + \varepsilon_k$$

La méthode du STIF revient donc à considérer une utilité discontinue $\tilde{U}(\cdot)$ telle que :

$$\tilde{U}(tt) = -\overline{tt}_k \quad \text{si } tt \leq \overline{tt}_k + 5$$

$$\tilde{U}(tt) = -\overline{tt}_k - \gamma_1 \quad \text{si } \overline{tt}_k + 5 < tt \leq \overline{tt}_k + 15$$

$$\tilde{U}(tt) = -\overline{tt}_k - \gamma_2 \quad \text{si } \overline{tt}_k + 15 < tt$$

Une telle utilité ne tient donc pas compte des avances et repose sur l'hypothèse qu'il existe des seuils de temps à partir desquels l'utilité s'accroît brutalement, comme représenté ci-dessous :

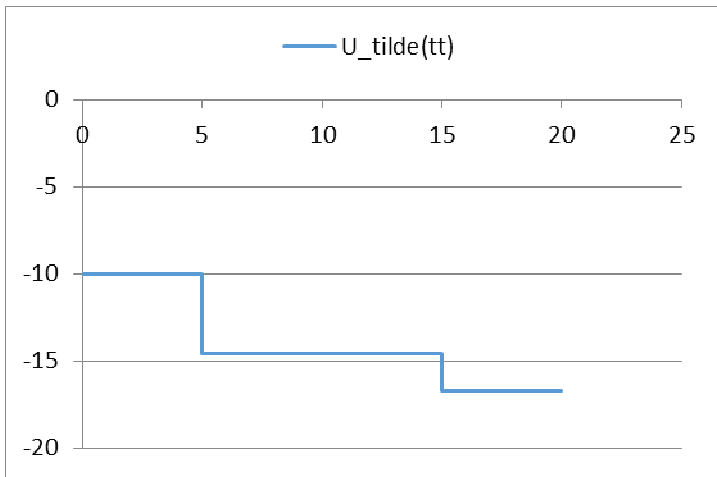


Figure 21: Illustration de l'utilité dans un modèle avance-retard

Cette discontinuité de la fonction d'utilité explique les différences importantes constatées entre les indicateurs basés sur le modèle moyenne-retard et les indicateurs basés sur des distributions continues (variation compensatoire et indicateur de type moyenne-dispersion).³

5.3. Variabilité du niveau de valorisation au sein des méthodes moyenne-dispersion

Les méthodes moyenne-dispersion, bien qu'elles semblent présenter des ordres de grandeur comparables au vu des analyses menées, peuvent cependant fournir des résultats variables en fonction à la fois du ratio de fiabilité utilisé et des éventuels effets de seuil liés au choix des indicateurs de fiabilité, notamment lorsqu'il s'agit de déciles sur les queues de distribution.

5.3.1. Variabilité du niveau de valorisation au sein des méthodes moyenne-dispersion liée au ratio de fiabilité

Comme le montre l'analyse bibliographique succincte présentée en annexe 1, les niveaux de valorisation issus des méthodes moyenne-dispersion varient comme la variation des ratios de fiabilité, soit avec des ratios allant de 0.3 à 2.5 environ, et sont tirés à la fois d'enquêtes de préférences déclarée ou révélée, ou des deux. Le niveau de valorisation est donc variable, mais les ordres de grandeur peuvent être considérés comme stables, en tous cas par rapport à la variabilité de niveaux de valorisation précédemment observée entre les méthodes TC basées sur la ponctualité et les autres méthodes.

(de Jong, 2015), présente les ratios de fiabilité du modèle moyenne-écart-type estimés et retenus dans les recommandations de plusieurs pays européens. Ces ratios sont généralement inférieurs à 1, avec une variabilité moindre que celle des études internationales et notamment aux Etats Unis.

Cette analyse de la littérature est cependant très simplifiée car elle considère des ratios « moyens » issus des études et ignore l'hétérogénéité des coefficients estimés dans chaque étude. Les méthodes de valorisation de la fiabilité, le périmètre géographique, le mode diffèrent également d'une étude à une autre dans les études comparées en annexe 1.

5.3.2. Analyse des effets de seuil liés aux indicateurs de fiabilité retenus

³ Dans l'enquête STIF, les probabilités de retard varient entre les 2 options proposées et d'un scénario à l'autre, ce qui permet de mesurer les accroissements de désutilité γ_1 et γ_2 . L'utilité comporte une partie aléatoire qui reflète l'hétérogénéité des utilités des voyageurs.

A l'inverse, dans l'enquête Mimettic, les probabilités de retard sont fixes (égales à 0 ou 1 avec l'option certaine, égales à 0, 1/2 ou 1 avec les options incertaines). Cette absence de variation des probabilités de retard rend impossible l'estimation du modèle du STIF à partir des données de Mimettic.

Le choix d'un indicateur de fiabilité plutôt qu'un autre, surtout pour les derniers déciles de la distribution des temps de déplacement, peut induire *a priori* de forts effets de seuil. Différents percentiles et indicateurs de fiabilité sont testés afin de mettre en évidence la variabilité des gains de fiabilité en fonction de l'indicateur de fiabilité par décile retenu. Bien entendu, les résultats dépendent fortement des distributions choisies et des effets de seuil sont à attendre quel que soit le décile choisi.

Les gains de fiabilités calculés ci-dessous sont tous valorisés directement avec la valeur du temps :

$$\text{Gains de fiabilité} = \Delta \text{ indicateur}_{\text{ fiabilité}} * 1 * VdT$$

Les différents indicateurs testés sont : P90-P50, P80-P50, P95-P50, P90-P10 et P80-P20.

Les tests effectués sur la base de données de distributions routières de temps de déplacement en Ile de France (cf. Annexe 3), montrent que, la hiérarchisation des projets reste globalement stable en faisant varier ces indicateurs.

Bien que les déciles soient corrélés entre eux, les valorisations des gains de fiabilité des projets peuvent être assez différentes entre le choix d'un décile donné ou un autre (entre 2 et 6 €/passager pour les indicateurs les plus classiques (écart type, P90-moyenne et P90-P50 et P80-P50), ce qui est dû aux effets de seuils induits par le choix d'un décile plutôt qu'un autre.

Comme détaillé dans la partie , un des critères de choix à considérer dans le choix de l'utilisation d'un indicateur de fiabilité plutôt qu'un autre est la capacité à projeter cet indicateur de fiabilité, par arc puis par OD.

Ainsi, d'un point de vue pratique, la moyenne est plus simple à utiliser que la médiane, et le P90 semble plus simple à projeter que le P80, et plus robuste que le P95 qui correspond à des événements encore plus rares donc peu poser des problèmes de calcul en fonction des tailles d'échantillons de temps de déplacement disponibles.

5.4. Comparaison approfondie de la variation compensatoire et de l'indicateur moyenne-dispersion

Les analyses précédentes ont permis d'éclairer les causes possibles de différences de niveau de valorisation entre les méthodes TC basées sur la ponctualité et les autres méthodes testées dans le cadre de ce rapport, puis la variabilité des niveaux de valorisation au sein des méthodes moyenne-dispersion.

Il s'agit dans la partie suivante de creuser la comparaison entre la méthode moyenne-écart-type et la variation compensatoire, la méthode des variations compensatoires donnant des résultats plus faibles que les méthodes moyenne-dispersion, tout en restant dans la fourchette basse de la littérature.

5.4.1. Choix d'horaire et variation compensatoire

La notion de variation compensatoire présente l'avantage d'être applicable avec tout type de fonction d'utilité (pas seulement CARA et CRRA) ou de coût, en particulier, la fonction de coût suivante:

$$C(t_d) = \alpha.tt + \beta.(t^* - t_d - tt)^+ + \gamma.(tt - t^* + t_d)^+ .$$

où α désigne la valeur du temps, β mesure le coût de l'avance, γ le coût du retard, t_d désigne l'heure de départ et t^* l'heure d'arrivée souhaitée.

Si le temps de trajet t_d est distribué avec une moyenne μ_d et un écart-type σ_d alors la variation compensatoire CV de cette distribution est telle que :

$$EC(t_d) = \alpha.(\mu_d + CV) + \beta.(t^* - t_d - \mu_d)^+ + \gamma.(\mu_d - t^* + t_d)^+$$

où $EC(t_d)$ désigne le coût espéré pour l'heure de départ t_d . Dans le cas d'une distribution normale du temps de trajet, ce coût espéré est donné par une formule analytique qui ne dépend que μ_d et σ_d . La variation compensatoire est alors une fonction de μ_d , σ_d et des paramètres α , β , γ .

Cette variation compensatoire dynamique est donc influencée par le choix d'horaire parce que, d'une part, les paramètres de la distribution des temps de trajet dépendent de l'heure de départ effective, et d'autre part, parce que la variation compensatoire ainsi définie dépend des valorisations α , β et γ .

Cette influence du choix d'horaire peut également expliquer les grandes différences observées pour d'autres indicateurs de valorisation selon les études empiriques (Fosgerau 2015). Afin d'en tenir compte, un indicateur dynamique (variation compensatoire dynamique par exemple) devrait être construit, à condition de disposer de données permettant de reconstruire les distributions de temps de trajet selon l'heure de départ.

5.4.2. Comparaison des gains de fiabilité obtenus avec la variation compensatoire et avec l'indicateur moyenne-dispersion

Afin de comparer les gains de fiabilité obtenus avec la variation compensatoire et l'indicateur moyenne-écart-type, nous considérons ci-dessous différentes distributions du temps de trajet et calculons les gains de fiabilité en passant de l'une à l'autre. Pour le calcul des gains avec la variation compensatoire et l'indicateur moyenne-écart-type, nous prenons respectivement une aversion au risque de 2 et un ratio de fiabilité de 0,5.

Nous considérons tout d'abord des distributions normales de temps de trajet et faisons varier l'écart-type à temps moyen constant pour simuler une amélioration de la fiabilité. Nous considérons ensuite des distributions plus réalistes des temps de trajet et faisons varier à la probabilité de congestion d'une distribution à l'autre, cette probabilité constituant notre mesure de la fiabilité.

Deux distributions normales des temps de trajet sont considérées ayant respectivement un temps moyen de 4h (240min) et de 2h (120 min) et d'écart-type commun égal à 56 min. Pour chacune d'elles, nous réduisons l'écart-type à 28 puis à 14 min et calculons les gains de fiabilité correspondant à ces diminutions d'écart-type. Le Tableau 9 ci-dessous compare les valorisations (en euros, pour une valeur du temps de 10€/h) obtenues respectivement avec la variation compensatoire et le ratio de fiabilité pour les six distributions considérées. Les gains de fiabilité correspondant aux différentes réductions d'écart-type sont représentés en gras. Sans surprise, à temps moyen fixé, la valorisation de la fiabilité diminue quand l'écart-type diminue, induisant des gains de fiabilité positifs, quel que soit l'indicateur utilisé.

Les gains de fiabilité obtenus par la variation compensatoire pour un trajet de 120 min en moyenne sont plus importants que pour un temps moyen deux fois plus long. Ce résultat illustre le fait que plus un trajet est long, moins un individu est sensible à une minute de retard ou d'avance potentielle.

En revanche, de par sa définition, l'indicateur écart-type ne prend pas en compte cette sensibilité et valorise la réduction d'écart-type de la même façon quel que soit le temps moyen de trajet: les gains de fiabilité calculés par la moyenne-écart-type sont identiques que le trajet dure en moyenne 2 ou 4 heures. Cet indicateur tend donc surestimer les gains de fiabilité entre deux trajets longs dont le temps moyen est le même.

Tableau 9: Comparaison des gains de fiabilité par méthode, distributions normales du temps de trajet

Moyenne	240			120		
Ecart-type	56 (ref)	28	14	56 (ref)	28	14
Variation compensatoire en €, aversion au risque=2 (+ gain de fiabilité)	2,07	0,537 (+1,23)	0,1365 (+0,4)	3,59	1,03 (+2,56)	0,26 (+0,77)
Moyenne-écart-type en €, ratio de fiabilité=0,5 (+ gain de fiabilité)	4,67	2,34 (+2,34)	1,17 (+1,17)	4,67	2,34 (+2,34)	1,17 (+1,17)

Pour comparer les gains de fiabilité obtenus avec les mêmes indicateurs, dans un cas plus général, conformément aux résultats présentés dans le rapport de l'ENPC (Annexe 9), nous considérons comme distribution de temps de trajet une mixture de deux lois normales : une loi normale de moyenne et d'écart-type faibles (respectivement 14,3 min et 2,5 min) correspondant à une circulation fluide, et une loi normale de moyenne et d'écart-type plus grands (respectivement 98,3 min et 13,7 min) correspondant à une circulation congestionnée⁴. Nous faisons varier, la probabilité d'être dans le mode congestionné (c'est-à-dire la pondération de la loi normale congestionnée) et en déduisons trois distributions de temps de trajet (Figure 22). Comme dans l'Annexe 9 (rapport ENPC), nous considérerons que plus cette probabilité est faible, plus le trajet est fiable.

Réduire la probabilité de congestion réduit mécaniquement le temps moyen du trajet mais peut avoir pour effet d'augmenter l'écart-type. Ainsi, l'écart-type augmente en passant d'une probabilité de 80 à 60% puis diminue légèrement en passant de 60 à 40%. Mesurer la fiabilité par l'écart-type ou par la probabilité de congestion n'est donc pas équivalent. Au gain de temps de moyen réalisé en réduisant la probabilité de congestion de x à y (qui est le même quel que soit l'indicateur utilisé), s'ajoute un gain de fiabilité pur égal à :

- la différence des variations compensatoires CV_x et CV_y de chaque distribution, avec la méthode de la variation compensatoire (conformément à l'approximation proposée en annexe 6) ;
- la différence des écarts-types multipliée par le ratio de fiabilité avec la méthode moyenne-écart-type.

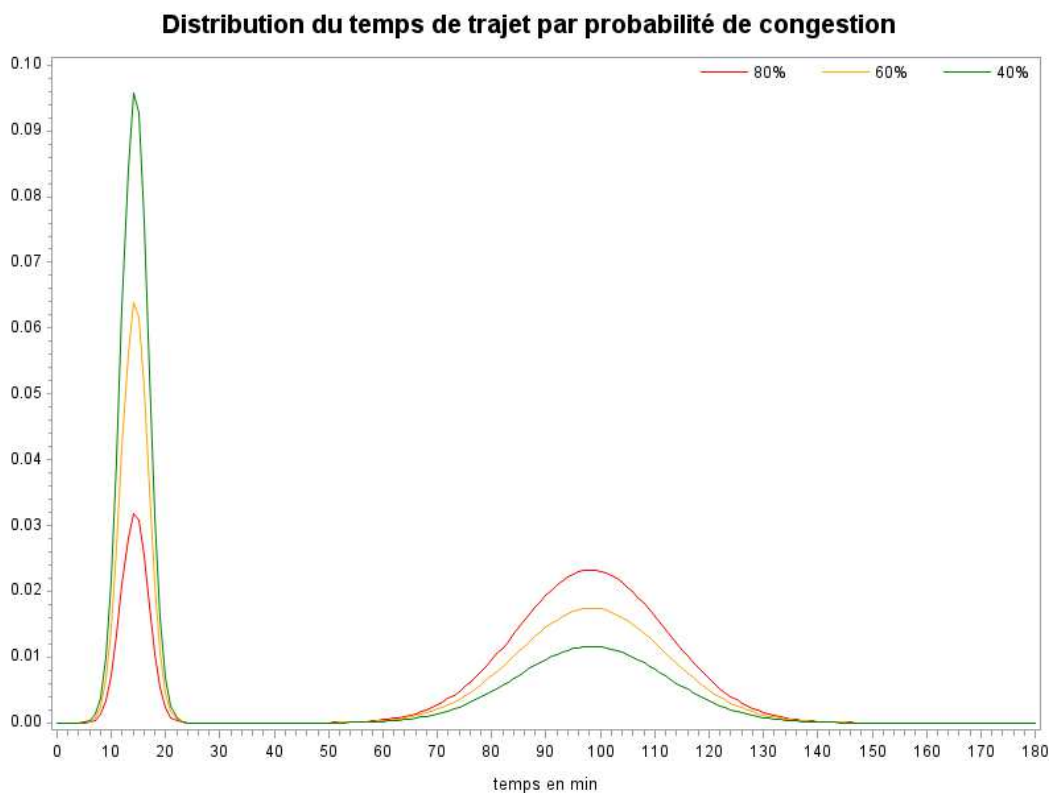


Figure 22: Distribution des temps de trajet par probabilité de congestion

Le gain de fiabilité total diffère selon la méthode utilisée comme l'illustre le Tableau 10 (toujours pour une valeur du temps de 10€/h).

Que la probabilité de congestion soit réduite de 80 à 60% ou de 60 à 40%, l'effet bénéfique de la réduction du temps de trajet surpasse l'effet de l'accroissement de l'écart-type et explique que les gains de fiabilité réalisés soient positifs quelle que soit la méthode utilisée).

⁴ Ces valeurs sont obtenues à partir du rapport de l'ENPC pour la distribution des temps de trajets sur l'A4 de 9h à 10h en supposant que la congestion apparaît avec la même probabilité sur tous les tronçons.

Le gain de fiabilité obtenu quand la probabilité de congestion passe de 60 à 40% est plus élevé qu'en passant de 80 à 60% alors que le temps moyen diminue d'autant.

Pour la méthode moyenne-écart-type, ce gain plus élevé s'explique par le fait que l'écart-type diminue en passant de 60 à 40% tandis qu'il augmente en passant de 80 à 60%. En revanche, pour la méthode de la variation compensatoire, le gain est plus important car le temps de trajet moyen est plus élevé (et les voyageurs donc moins sensibles à la variabilité) avec une probabilité de congestion à 60% qu'à 40%.

Comme l'illustrera la Section 6.2, cette différence d'explication se traduit par de grandes différences de gains de fiabilité entre les deux indicateurs quand l'hétérogénéité des valorisations est prise en compte.

Tableau 10: Comparaison de la variation compensatoire et de l'indicateur moyenne-écart-type pour une distribution normale des temps de trajet

Probabilité de congestion	80→ 60%	60%→ 40%	80%→40%
Différence de moyenne (en min)	-16.8	-16,8	-33,6
Différence d'écart-type (en min)	+6,7	-0.43	+6.3
Gains en €, variation compensatoire (Aversion au risque=2)	+1.41	+1.77	+3.18
Gain en €, moyenne-écart-type (Ratio de fiabilité=0,5)	+2.24	+2.84	+5.08

5.4.3. Calculs de fiabilité par la méthode des variations compensatoires – tests de sensibilité aux queues de distribution sur des distributions ferroviaires

Trois ensembles de distributions de retards de trains sont exploités ci-dessous : il s'agit de lignes de TER, TGV et ligne ferroviaires en Ile de France.

Les graphiques ci-dessous sont tronqués à un retard maximal de 20 minutes. Cependant, les distributions TGV et TER ont de très grands retards, comme indiqué dans le tableau ci-dessous. A contrario, les distributions en Ile-de-France ne présentent pas de très grand retard comme le montrent les valeurs de P90 et P95 affichées sur les graphiques.

NB : les données SNCF sont des retards arrondis à la minute. Les distributions ne sont pas données pour une tranche horaire définie mais correspondent aux distributions des retards sur 5 mois de dessertes commerciales voyageurs.

Tableau 11 : Caractéristiques des distributions de retards ferroviaires

En minutes	TER A	TER B	TER C	TER D	TAGV A	TAGV B	TAGV C	TAGV D	IdF A	IdF B	IdF C	IdF D	IdF E
Moyenne du retard	1.52	2.51	1.67	3.53	5.36	3.77	2.79	4.94	0.58	0.80	7.28	4.96	1.73
écart-type du retard	6.3	9.8	7.9	10.2	18.1	14.2	14.3	17.2	1.8	6.4	10.5	7.0	6.9
P50	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	5	4	1
P90	5	7	4	8	12	12	7	13	2	5	18	11	5
P95	9	16	7	16	26	24	15	24	3	10	23	14	10
P98	15	30	18	31	51	40	40	51	4	22	29	20	19
Max	155	195	205	325	304	227	336	354	36	78	95	46	152

Les distributions TER et TGV ont une dispersion assez faible autour de la moyenne (un écart type faible) mais des queues de distributions très importantes comme le montre la différence entre le maximum et le P98.

C'est un effet rarement observé sur des distributions routières :

- par manque de données (les stations de comptage peuvent indiquer que la donnée n'est pas bonne pour ce type de temps de parcours très long, et à ce stade nous n'avons pas, pour le mode routier, de distributions de temps de parcours sur des trajets à longue distance),
- par structure du réseau, le réseau routier étant de manière générale plus maillé donc résilient que le réseau ferroviaire.

Les cinq distributions de retards ferroviaires en Ile de France présentent quant à elles des retards moyens un peu plus importants que les TGV et TER, et surtout pas de très grand retard. Ces distributions sont de même forme que des distributions routières asymétriques à droite et avec des queues de distributions « raisonnables ».

Variation compensatoire par rapport à un temps certain (100% des retards sont de 0 minutes).

La variation compensatoire par rapport à un temps certain de même moyenne et la variation de la moyenne des temps de parcours sont présentés dans les graphiques ci-dessous. Les résultats graphiques sont présentés à la même échelle. Par conséquent, quand la variation compensatoire dépasse 20 minutes elle n'est pas représentée graphiquement ci-dessous. Les graphiques à différentes échelles, permettant de voir la valeur maximale obtenue pour la variation compensatoire, sont en annexe. Les gains de temps moyens liés à la réduction de la moyenne du retard sont indiqués sous le titre de chacun des graphiques ci-dessous.

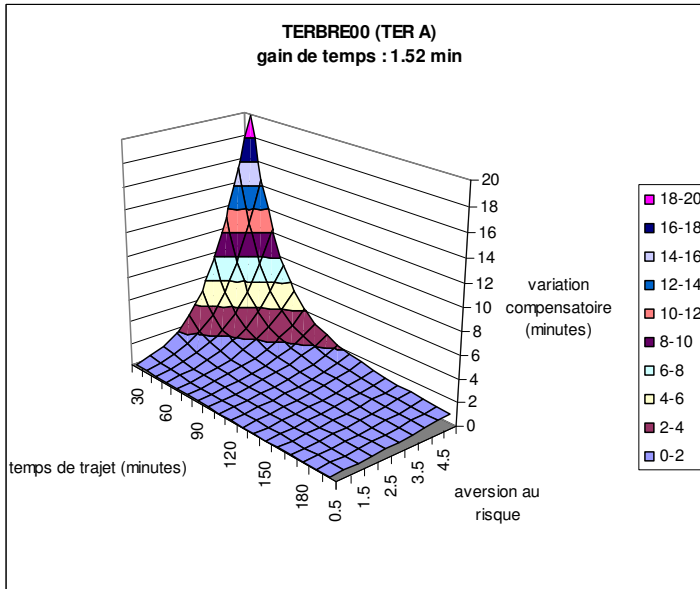
Les calculs de variation compensatoire peuvent donner des résultats forts et sensibles à l'aversion au risque dans 2 cas :

- si le temps moyen du trajet auquel s'applique le retard est faible par rapport au retard : plus le retard sera petit relativement au temps de trajet plus la variation compensatoire sera faible : pour un trajet de 30 minutes, un retard de 10 minutes sera valorisé plus fortement qu'un même retard de 10 minutes sur un trajet de 2h. Cet effet est lié au choix d'une fonction d'utilité de type CRRA et non CARA. Le choix de ce type de fonction d'utilité a été fait sur la base des résultats comparés des deux méthodes (CARA ou CRRA) sur les réponses à l'enquête MIMETTIC (et montré également dans [de Palma et Picard, 2005](#)). Les méthodes écart type ou P90-P50 ne seront quant à elles pas sensibles à la variation du temps de parcours. On peut noter également que la valeur du temps varie en fonction de la distance du trajet.
- si la distribution des temps de parcours présente une queue de distribution très grande (par exemple des retards de plus de 100 minutes).

Ainsi, si on enlève les retards de plus de 100 minutes aux distributions ci-dessus, le calcul de la variation compensatoire est relativement proche du calcul de la variation compensatoire par rapport à un temps certain pour les distributions ayant des très grands retards. Ceci montre que le niveau de fiabilité est porté par ces très grands retards. Cet effet est illustré sur les graphiques ci-dessous. Les graphiques pour lesquels les effets sont nuls (distributions de trains IdF A à D, sans retards de plus de 100 minutes) ne sont pas présentés.

Les graphiques en annexe, et dont un exemple est donné ci-dessous, présentent la part de la variation compensatoire par rapport à la suppression des retards de plus de 100 minutes dans la variation compensatoire pour un temps certain ($CV_{100min}/CV_{certain}$).

Une différence de 60% signifie que les gains liés aux suppressions des retards de plus de 100 minutes représentent 60% des gains de fiabilité liés à la fiabilisation totale du temps de parcours. Les résultats sont synthétisés dans le tableau 2.



Le tableau 2 indique également le % de retards de plus de 100 minutes. On en déduit donc pour la distribution TER1 par exemple que 20 à 60% des gains de fiabilité sont dus à 0.04% des retards avec le calcul par la méthode des variations compensatoires. Or, ces queues de distribution reposent sur très peu de mesures voire sur un seul retard.

Tableau 12 : effets des retards de plus de 100 minutes sur la variation compensatoire

En minutes	TER A	TER B	TER C	TER D	TAG V A	TAG V B	TAG V C	TAG V D	IdF A	IdF B	IdF C	IdF D	IdF E
% de retards >100min	0.04 %	0.14 %	0.11 %	0.13 %	0.7%	0.4%	0.5%	0.65 %	0%	0%	0%	0%	0.07 %
CV_100min / CV_certain	20% à 60%	20% à 60%	30 à 70%	20 à 70%	50 à 90%	40 à 80%	50 à 90%	50 à 80%	0%	0%	0%	0%	20 à 50%

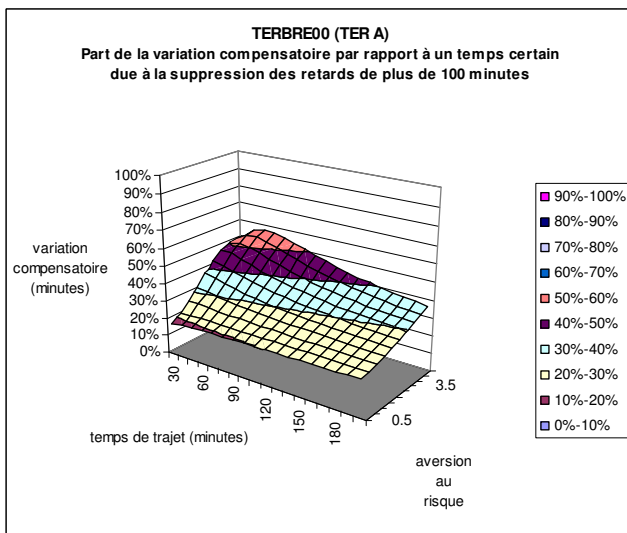
En termes d'utilisation pour les évaluations de projets, cet effet pose question à deux niveaux :

- la robustesse statistique des distributions n'est pas garantie, notamment dans le cas où les calculs sont faits sur des créneaux d'une heure. L'incertitude induite sur le niveau de valorisation de la fiabilité est très important ;
- la cause de ces grands retards doit être étudiée au cas par cas sur chaque projet afin de vérifier si la mesure prévue dans le projet modifie ou non ces grands retards. Sinon le projet pourrait avoir artificiellement des gains de fiabilité très importants.

De la même façon les statistiques de sécurité routière sont calculées sur 3 à 5 ans, il conviendrait d'avoir une période de calcul suffisante sur les données pour pouvoir faire des hypothèses sur les effets du projet sur ces très grands retards.

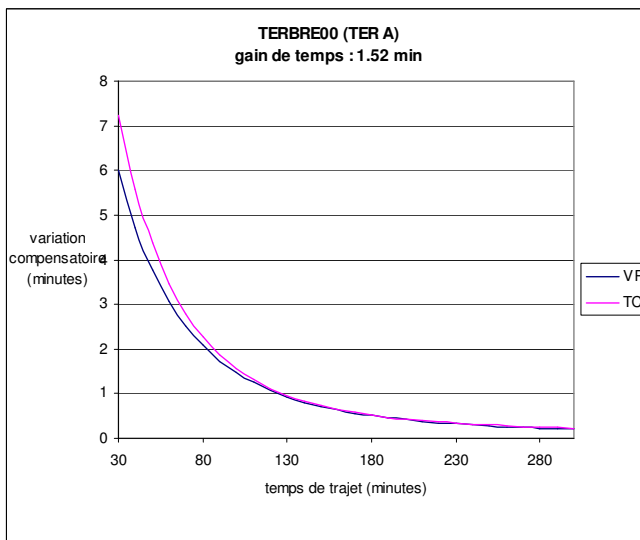
Si les distributions de temps de parcours ne peuvent pas être calculées sur des périodes de temps suffisamment longues pour garantir un minimum de robustesse des queues de distributions, il pourrait être envisagé de demander de les tronquer (à P95 ?). Il est nécessaire dans tous les cas d'insister dans la fiche sur l'analyse fine des distributions de temps de parcours en insistant sur les queues de distributions et les effets mis en évidence dans cette note.

Il convient également de noter que la méthode des variations compensatoires reste la seule des méthodes testées qui permette de prendre en compte ce type de très grand retard : par définition la méthode P90-P50 ignore les queues de distributions extrêmes et l'écart-type ne permet pas non plus de prendre en compte cet effet de façon aussi discriminante à cause de la très faible probabilité de ces très grands retards.



Calcul de la variation compensatoire avec fonction d'utilité CRRA et prise en compte de l'hétérogénéité de l'aversion au risque

Les résultats ci-dessous sont les calculs de variation compensatoire par rapport à un temps de parcours certain, avec une aversion au risque θ suivant la distribution présentée précédemment. Les distributions VP et TC sont testées.



Comparaison des méthodes de valorisation de la fiabilité sur les distributions ferroviaires

Tableau 13 : comparaison des indicateurs de fiabilité sur les distributions ferroviaires

En minutes	TER A	TER B	TER C	TER D	TAGV A	TAGV B	TAGV C	TAGV D	IdF A	IdF B	IdF C	IdF D	IdF E
Gains de temps	1.52	2.51	1.67	3.53	5.36	3.77	2.79	4.94	0.58	0.80	7.28	4.96	1.73
écart-type du retard	6.3	9.8	7.9	10.2	18.1	14.2	14.3	17.2	1.8	6.4	10.5	7.0	6.9
P50	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	5	4	1
P90	5	7	4	8	12	12	7	13	2	5	18	11	5
(P90-P50) /écart-	0.6	0.6	0.4	0.6	0.6	0.8	0.4	0.7	0.6	0.6	1.2	1.0	0.6

type													
(P90-moy) /écart-type	0.6	0.5	0.3	0.4	0.4	0.6	0.3	0.5	0.8	0.7	1.0	0.9	0.5

Les deux dernières lignes du tableau ci-dessus fournissent un ordre de grandeur de la différence de niveau de valorisation par les différentes méthodes de la fiche. Le ratio entre l'indicateur P90-P50 et l'indicateur écart-type varie de 0.4 à 1.2 en fonction des distributions donc est variable, ici, avec un facteur 3. Le ratio entre ces deux méthodes proposé dans le fiche du référentiel est de $0.9/0.8=1.1$. Les gains pour les distributions ferroviaires sont donc plutôt sous-estimés par l'utilisation de l'indicateur P90-P50 par rapport à l'utilisation de l'écart-type (et plus encore par rapport à la variation compensatoire, comme montré par la suite) dans le cas de distributions avec des queues de distributions très étalées (TAGV et TER ici).

Sur les distributions **routièrès** d'Ile de France, les ratios P90-P50 / écart type et P90-moyenne / écart type sont les suivants :

P90-P50 / écart-type :

Min. 1st Qu. Median **Mean** 3rd Qu. Max.
 0.000 1.449 1.830 **1.777** 2.167 3.134

P90-moyenne / écart-type :

Min. 1st Qu. Median **Mean** 3rd Qu. Max.
 -9.600 1.122 1.547 **1.195** 1.797 4.101

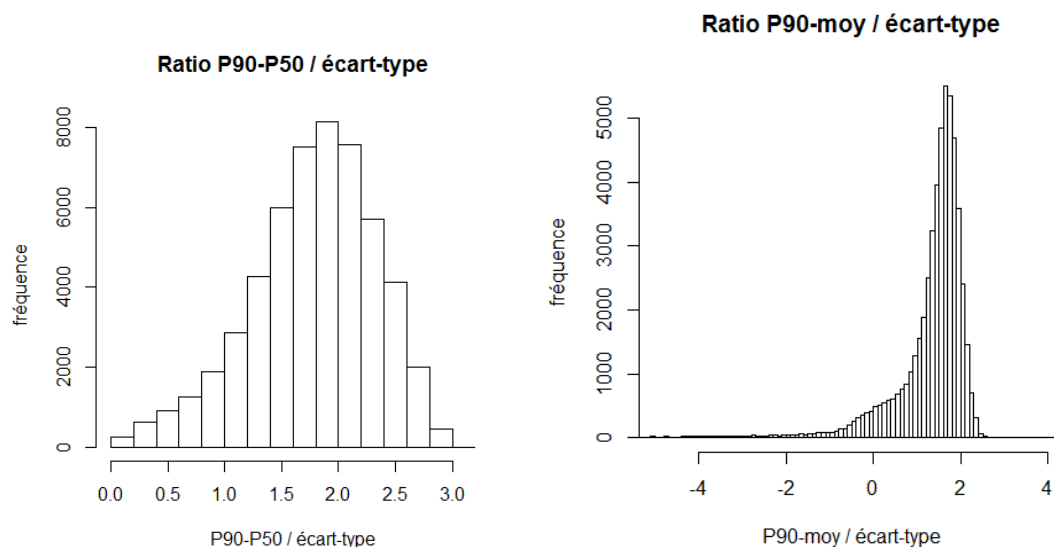


Tableau 14 : comparaison des niveaux de valorisation de la fiabilité par rapport à un temps certain en minutes équivalentes par les différentes méthodes

En minutes	TER A	TER B	TER C	TER D	TAGV A	TAGV B	TAGV C	TAGV D	IdF A	IdF B	IdF C	IdF D	IdF E
0.9*(P90-P50)	4	5	3	5	10	10	5	11	1	4	12	6	4
0.8*écart-type	5	8	6	8	14	11	11	14	1	5	8	6	6
Gains de temps	2	3	2	4	5	4	3	5	1	1	7	5	2
1*(P90-moyenne)	3	4	2	4	7	8	4	8	1	4	11	6	3

CV, 30 min									2	24	18	9	45
CV, 50 min									1	14	11	5	28
CV, 1h	23	38	36	58	123	71	109	111	1	11	9	4	23
CV, 1h30	13	24	22	38	91	49	79	80	0	6	6	3	13
CV, 2h	8	16	14	26	69	35	58	60	0	4	4	2	8
CV, 3h	4	8	7	14	42	20	34	36	0	2	3	1	4
CV, 30 min, theta=2	1.9	4.1	3.2	4.3	14.0	8.5	11.0	12.4	0.11	1.7	1.7	0.8	2.2
CV, 1h, theta=2	0.8	1.9	1.4	4.0	7.2	4.1	5.2	6.3	0.05	0.8	0.9	0.4	0.9

NB : les plus fortes valeurs de la variation compensatoire correspondent à de très grands retards sur des temps de trajets relativement courts pour des trajets en train interurbain. Les résultats pour des TER et TAGV avec des temps de trajets de moins de deux heures sont présentés ci-dessous à titre illustratif pour des cas extrêmes mais ne sont pas représentatifs de situations réelles.

Les ratios entre les méthodes sont du même ordre de grandeur pour toutes les méthodes excepté la variation compensatoire. Cette différence s'explique par les queues de distribution très longues des distributions TER et TAGV.

L'utilisation de la distribution des aversions au risque augmente l'impact de la queue de distribution (les résultats des lignes « CV, XX min » correspondent à l'utilisation de la variation compensatoire avec une distribution des aversions au risque tandis que les deux dernières lignes sont calculées avec une aversion au risque de 2.

Synthèse sur la comparaison des niveaux de valeur obtenus.

La comparaison des méthodes en termes de niveau de valorisation, sur les projets testés, conduit à distinguer :

- les écarts entre les méthodes TC basées sur la ponctualité d'une part et les autres méthodes testées d'autre part, très importants, et qui varient entre un facteur 5 et un facteur 18.
- les écarts entre les autres méthodes (moyenne-dispersion et variation compensatoire) qui varient entre un facteur 0,5 et un facteur 1,2 avec des ratios de fiabilité de 0.8 pour la méthode moyenne-écart-type et de 1 pour les autres, et une aversion au risque de 2 pour le calcul de la variation compensatoire.

Les écarts des méthodes TC et des autres méthodes semblent être dus principalement au mode d'enquête utilisé (préférence déclarées) et à la fonction d'utilité retenue, qui ne prend pas en compte le choix d'horaire et est discontinue, ce qui peut induire notamment une survalorisation des grands retards.

Les méthodes moyenne-dispersion sont relativement stables en fonction de l'indicateur de fiabilité choisi. La littérature permet de fournir des fourchettes de valorisation. Ainsi, pour la méthode moyenne-écart type, le ratio de fiabilité varie de 0,3 à 2,5.

Les méthodes moyenne-écart-type et de la variation compensatoire ont fait l'objet d'une comparaison détaillée dans ce document. Contrairement à la variation compensatoire, la méthode de la moyenne-écart-type ne nécessite pas de disposer l'ensemble de la distribution d'un temps de trajet dans le cas où on peut faire une hypothèse sur la variation de l'écart-type sans s'appuyer sur la variation de la distribution, et s'avère ainsi plus simple à appliquer. Pour des temps de trajets moyens relativement courts sans prise en compte de l'hétérogénéité des voyageurs, les deux méthodes donnent des résultats relativement comparables. En revanche, pour mesurer les gains de fiabilité sur des trajets longs ou congestionnés, la variation compensatoire semble plus adaptée car elle permet de prendre en compte la plus faible sensibilité des voyageurs à la variabilité des temps de trajet dans ces deux cas. De même, la

prise de l'hétérogénéité peut aboutir à des résultats aberrants avec la méthode moyenne-écart-type (des gains de fiabilité négatifs en réduisant la probabilité de congestion) ce qui n'est pas le cas avec la variation compensatoire.

Les calculs avec les méthodes moyenne-dispersion peuvent sous estimer les gains par rapport aux calculs par les variations compensatoire si le temps moyen du trajet auquel s'applique le retard est faible par rapport au retard : plus le retard sera petit relativement au temps de trajet plus la variation compensatoire sera faible : pour un trajet de 30 minutes, un retard de 10 minutes sera valorisé plus fortement qu'un même retard de 10 minutes sur un trajet de 2h. Cet effet est lié au choix d'une fonction d'utilité de type CRRA et non CARA. Le choix de ce type de fonction d'utilité a été fait sur la base des résultats comparés des deux méthodes (CARA ou CRRA) sur les réponses à l'enquête MIMETTIC (et montré également dans de Palma et Picard, 2005). Les méthodes écart type ou P90-P50 ne seront quant à elles pas sensibles à la variation du temps de parcours. On peut noter également que la valeur du temps varie en fonction de la distance du trajet.

Le calcul par la méthode des variations compensatoires est sensible à l'aversion au risque si la distribution des temps de parcours présente une queue de distribution très grande (par exemple des retards de plus de 100 minutes). Il convient de noter que l'aversion au risque testée dans le rapport a été calibrée pour des trajets de moins de deux heures (à partir de l'enquête MIMETTIC). Il convient donc d'être particulièrement vigilant à la validité des queues de distributions estimées et de bien connaître l'effet du projet sur ces queues de distribution. A défaut il est préférable de « tronquer » à la distribution avec un retard maximal auquel on attribue la probabilité des retards supérieurs.

A partir des différents tests effectués, il est possible de construire le tableau ci-dessous de comparaison des méthodes :

Méthode	Indicateur(s)	Avantages	Inconvénients
Moyenne dispersion	Écart type	Ne nécessite que la moyenne et l'écart-type de la distribution des temps de trajet	Surestime les gains pour des trajets longs Valorise les gains de fiabilité absolus indépendamment du temps de trajet moyen
	P90-moyenne (ou autres déciles)		
Variation compensatoire	Distribution complète des temps de trajet	Convient pour des temps de trajet courts ou longs mais calibrée pour des trajets de moins de 2h. Présente une sensibilité forte aux queues de distribution Valorise les gains de fiabilité relativement au temps de trajet moyen	Nécessite de connaître ou de modéliser la distribution complète du temps de trajet et notamment la queue de distribution.
Valorisation des retards	Retard moyen (mean lateness)	Simplicité d'application pour les transports en commun	Correspond à une utilité discontinue dont les limites sont fixées arbitrairement Surestime la valorisation des retards Valorise les gains de fiabilité absolus indépendamment du temps de trajet moyen
	Méthode avances-retards		
	% de petits et/ou grands retards au-delà de seuils		

6. Prise en compte de l'hétérogénéité des préférences : illustration avec partir des données de l'enquête Mimettic

6.1. Hétérogénéité des préférences

A partir des données de l'enquête Mimettic, il est possible de reconstituer la distribution de l'aversion au risque par mode de transport, par sexe, par motif de déplacement et par catégorie-socioprofessionnelle. Les estimations obtenues suggèrent une distribution de type log-normale de l'aversion au risque donnée dans le tableau ci-dessous :

Tableau 15: Caractéristiques d'une distribution log-normale de l'aversion au risque

	θ_i
Densité de probabilité $f(x)$	$\frac{1}{\sigma^m \cdot (x - \underline{\theta}^m) \cdot \sqrt{2\pi}} \times \exp \left[\frac{1}{2} \cdot \left(\frac{\log(x - \underline{\theta}^m) - X_i \cdot \beta - \mu^m}{\sigma^m} \right)^2 \right]$
Moyenne	$\exp \left[\frac{1}{2} \cdot (\sigma^m)^2 + X_i \cdot \beta + \mu^m \right] + \underline{\theta}^m$
Variance	$\left[\exp(\sigma^m)^2 - 1 \right] \cdot \exp \left[2(X_i \cdot \beta + \mu^m) + (\sigma^m)^2 \right]$

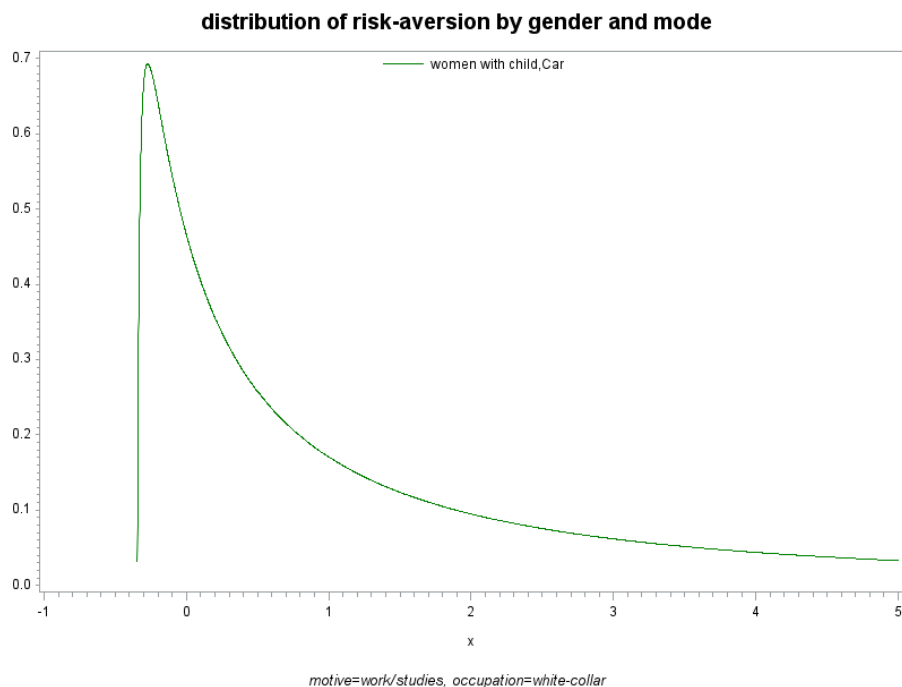
Où m désigne le mode de transport (PC pour la voiture, PT pour les transports en commun), X_i désignent les variables explicatives de l'aversion au risque (sexe, CSP, mode et motif) et dont les paramètres sont estimés et donnés dans le tableau ci-dessous :

Tableau 16: Coefficients des caractéristiques individuelles dans le calcul de l'aversion au risque

caractéristiques	Coef.
σ^{PC}	0,685
σ^{PT}	0,533
μ^{PC}	1,170
$\mu^{PT} - \mu^{PC}$	0,237
θ^{PC}	-2,334
θ^{PT}	-2,435
Homme, reference	-
Femme sans jeunes enfants	0,122
Femme avec jeunes enfants	0,194
Motif="domicile vers travail/ études ", ref	-
*(CSP="indépendant/agriculteur")	-0,014
*(CSP="cadre")	-0,153
*(CSP="employé/ouvrier"), reference	-
*(CSP="aucune") (étudiant, chômeur)	-0,397
Motif="visite à quelqu'un"	-0,313
Motif="rendez-vous"	-0,204
Motif="sport, loisir"	-0,195
Motif="courses, retour au domicile"	-0,488

Par exemple, pour une femme cadre avec des enfants en bas âge qui se rend au travail en voiture, les paramètres à considérer sont : $\theta = 2.435$, $X_i \cdot \beta + \mu^m = 0.194 - 0.153 + 1.170 = 1.211$ et $\sigma^{PC} = 0.685$, d'où la formule de la distribution de l'aversion au risque :

$$\frac{1}{0.685 \cdot (x + 2.435) \cdot \sqrt{2\pi}} \times \exp \left[-\frac{1}{2} \cdot \left(\frac{\log(x + 2.435) - 1.211}{0.685} \right)^2 \right]$$



La Figure 23 représente ainsi la distribution de l'aversion au risque pour un homme employé se rendant au travail par mode transport. Elle illustre la plus grande aversion au risque des individus qui prennent les transports en commun (distribution décalée vers la droite) que de ceux qui prennent la voiture, conformément aux résultats de Picard et de Palma (2005).

distribution de l'aversion au risque par mode

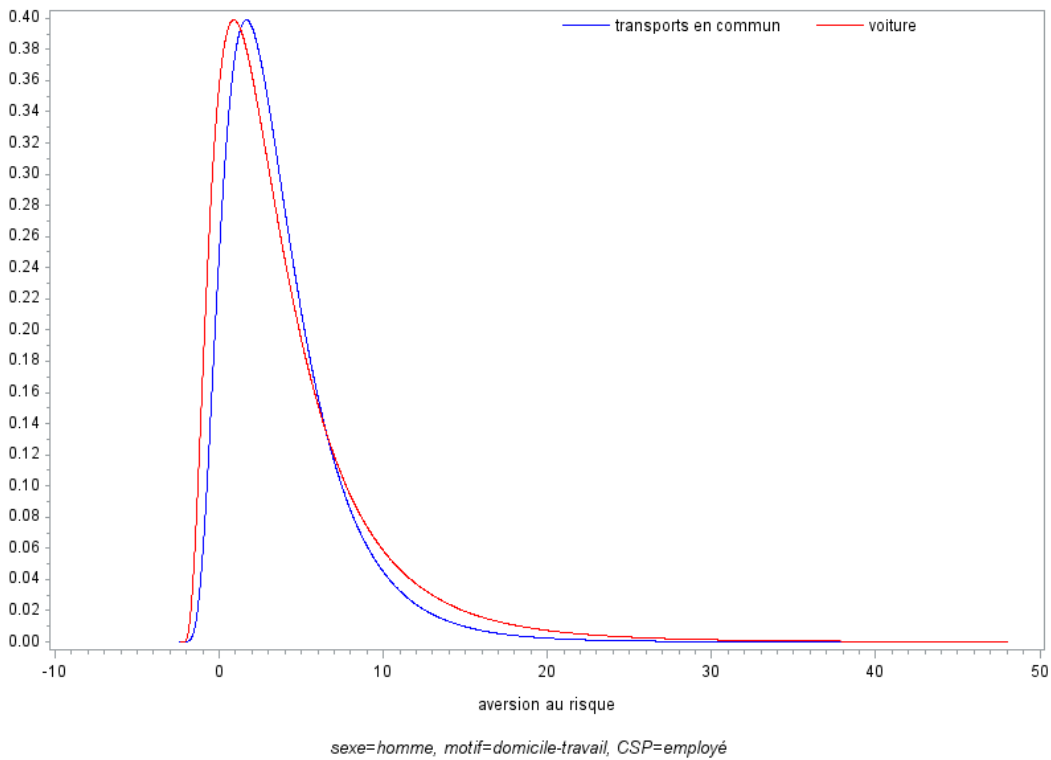


Figure 23: Distribution de l'aversion au risque par mode de transport

La Figure 24 présente la distribution de l'aversion au risque d'un homme employé se déplaçant en transport en commun par motif de déplacement. Il y apparaît que l'aversion au risque est plus élevée pour un trajet domicile-travail que pour un trajet motivé les loisirs, les courses ou les visites.

distribution de l'aversion au risque par motif

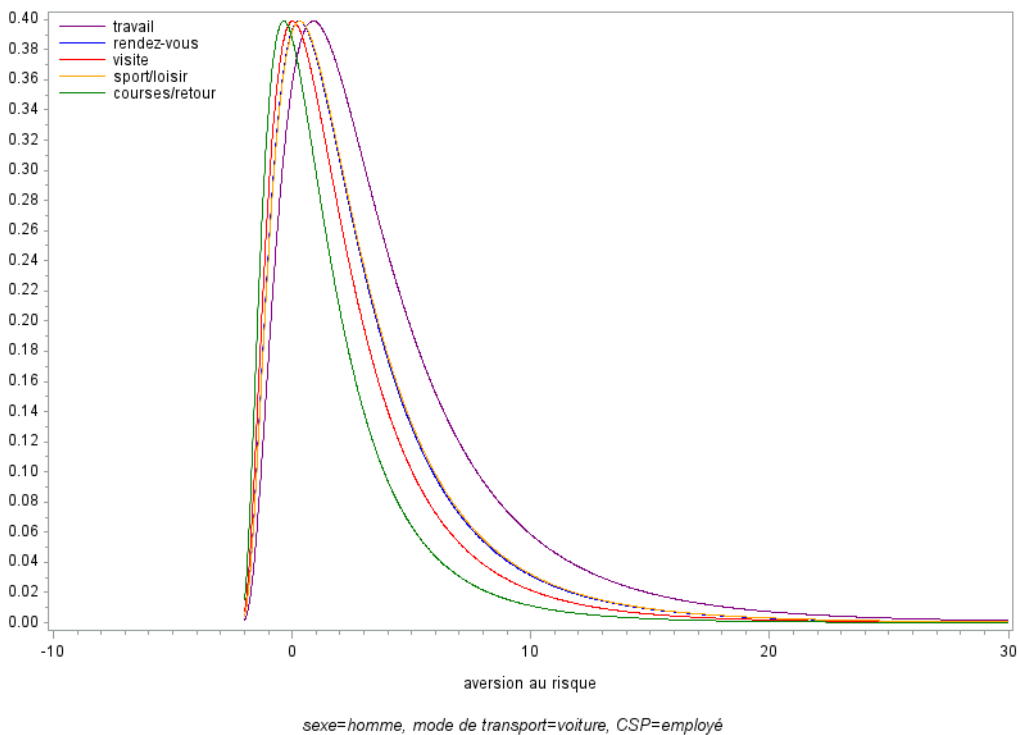


Figure 24: distribution de l'aversion au risque par motif de déplacement

Connaissant la distribution de l'aversion au risque pour un profil (sexe*CSP*motif) d'individu, il est alors possible de reconstituer une distribution de l'aversion au risque dans une population dont les

caractéristiques sont connues pour chaque mode en tirant au hasard des résidus. La Figure 25 présente la distribution de l'aversion au risque dans l'échantillon d'estimation MIMETTIC (100 tirages par individus) et illustre l'hétérogénéité de l'aversion au risque dans cet échantillon.

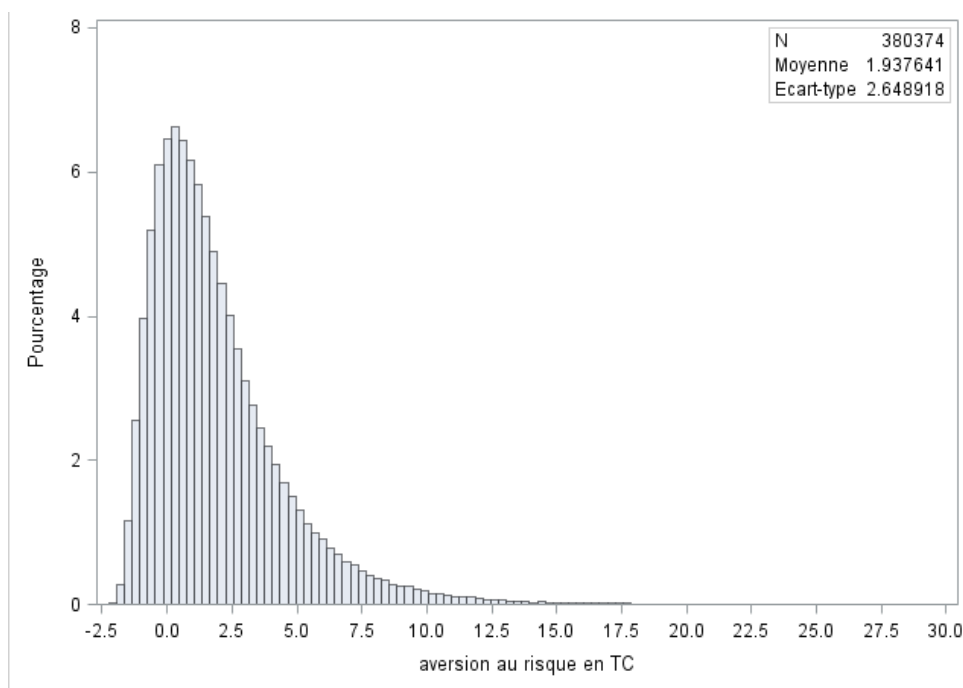


Figure 25: Distribution de l'aversion au risque en transport en commun dans l'échantillon MIMETTIC

La comparaison des deux distributions montre que, pour des trajets en transports en commun, l'aversion au risque est plus grande en moyenne (1.9 au lieu de 1,5) et moins dispersée (avec écart-type de 2.6 contre 3) que pour des trajets en voiture.

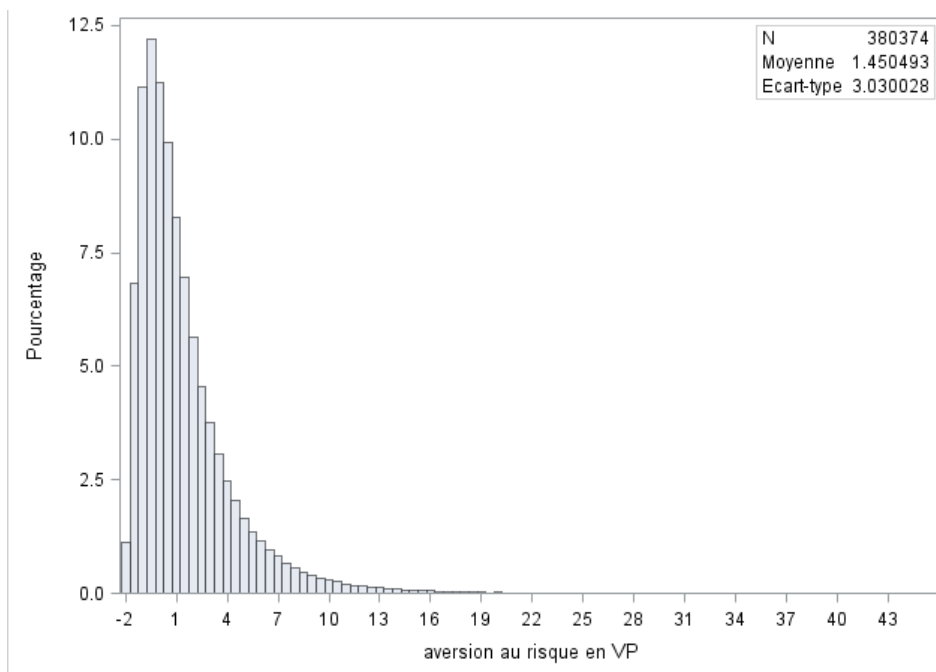


Figure 26: Distribution de l'aversion au risque en voiture dans l'échantillon MIMETTIC

Afin de comparer l'effet de l'hétérogénéité des aversions au risque à l'effet de l'hétérogénéité du ratio de fiabilité, la distribution du ratio de fiabilité est également estimée à partir de l'enquête Mimettic. Pour cela, on suppose que le ratio de fiabilité présente une distribution de la forme que l'aversion au risque et on estime les paramètres correspondants (Tableau 17).

Tableau 17: Coefficients des caractéristiques individuelles dans le calcul du ratio de fiabilité

caractéristiques	Coef.
σ^{PC}	0,0947
σ^{PT}	0,1349
μ^{PC}	1,4686
$\mu^{PT} - \mu^{PC}$	-0,1993
θ^{PC}	3,9548
θ^{PT}	3,1553
Homme, reference	-
Femme sans jeunes enfants	0,009129
Femme avec jeunes enfants	0,01987
Motif="domicile vers travail/ études ", ref	-
*(CSP="indépendant/agriculteur")	0,02248
*(CSP="cadre")	-0,02755
*(CSP="employé/ouvrier"), reference	-
*(CSP="aucune") (étudiant, chômeur)	-0,06299
Motif="visite à quelqu'un"	-0,04779
Motif ="rendez-vous"	-0,02171
Motif ="sport, loisir"	-0,0289
Motif ="courses, retour au domicile"	-0,06743

Comme pour l'aversion au risque, le ratio de fiabilité pour le motif travail et pour un homme employé prend des valeurs plus grandes en transports en commun qu'en voiture (distribution plus décalée vers la gauche en voiture sur la Figure 27).

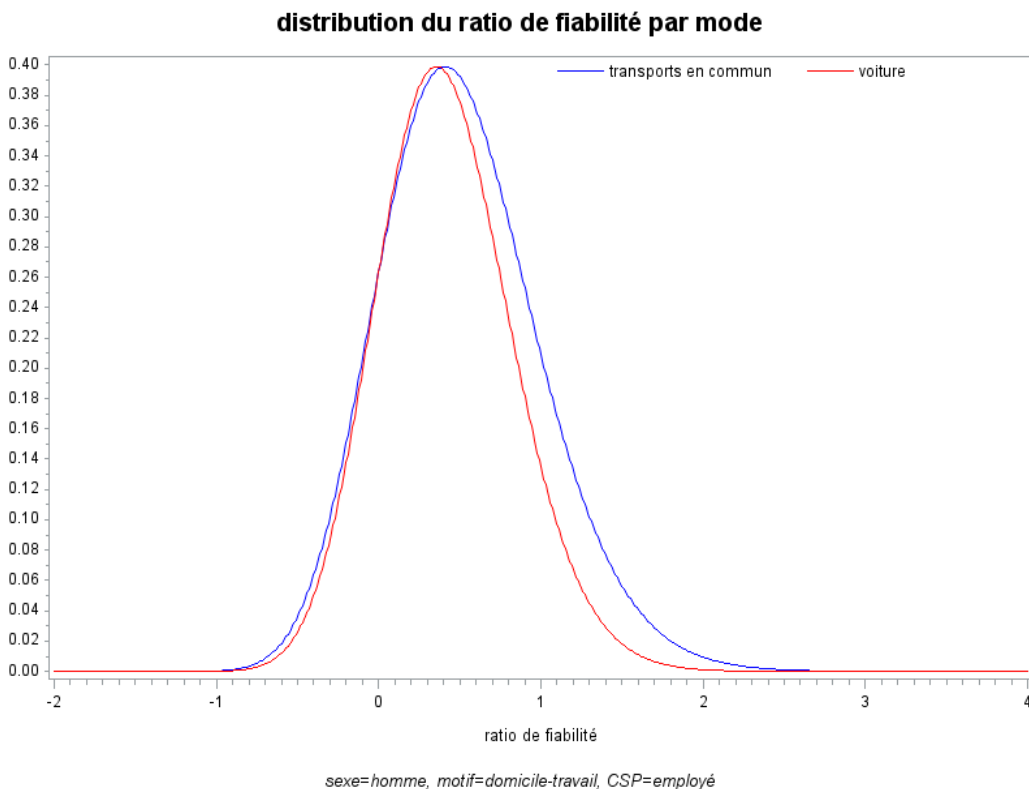
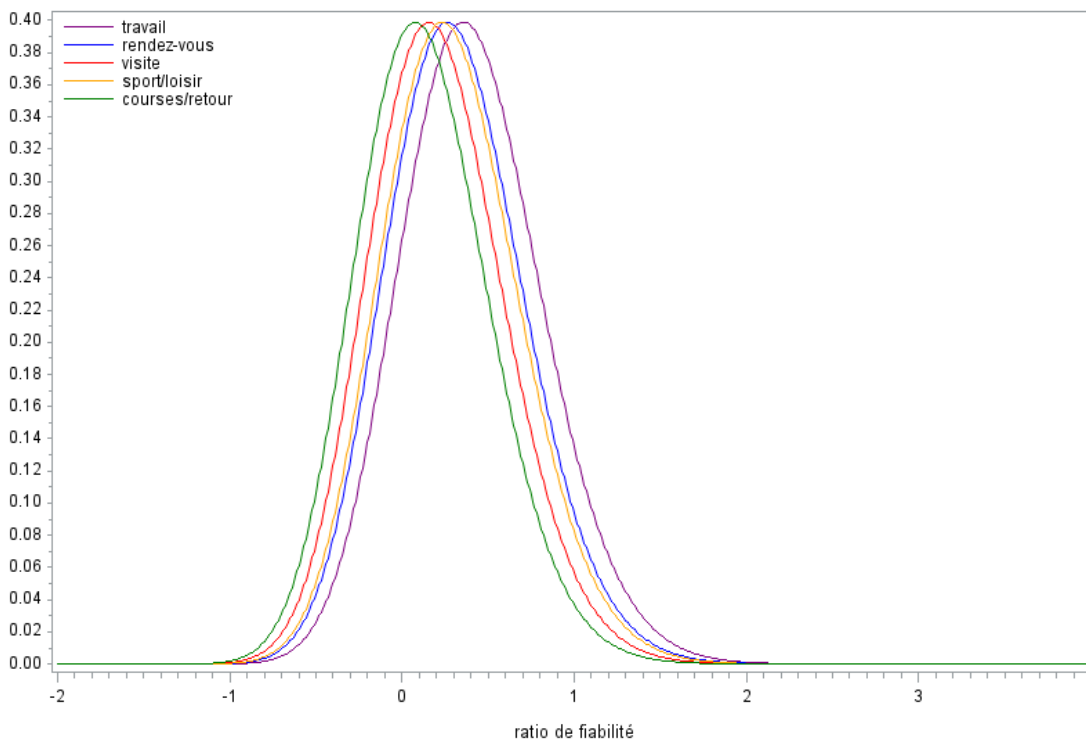


Figure 27: Distribution du ratio de fiabilité par mode de transport

De même, le ratio de fiabilité est plus grand pour le motif travail que pour les autres motifs pour un mode de transport donné (la voiture sur la Figure 28).

distribution du ratio de fiabilité par motif



sexe=homme, mode de transport=voiture, CSP=employé

Figure 28: Distribution du ratio de fiabilité par motif de déplacement

Comme pour l'aversion au risque, la distribution du ratio de fiabilité est construite dans l'échantillon MIMETTIC et représentées ci-dessous. Les moyennes des ratios de fiabilité obtenus dans cet échantillon (0,37 en transport en commun et 0,34 en voiture) sont dans la fourchette basse des estimations obtenues dans la littérature (voir Section 3.1)

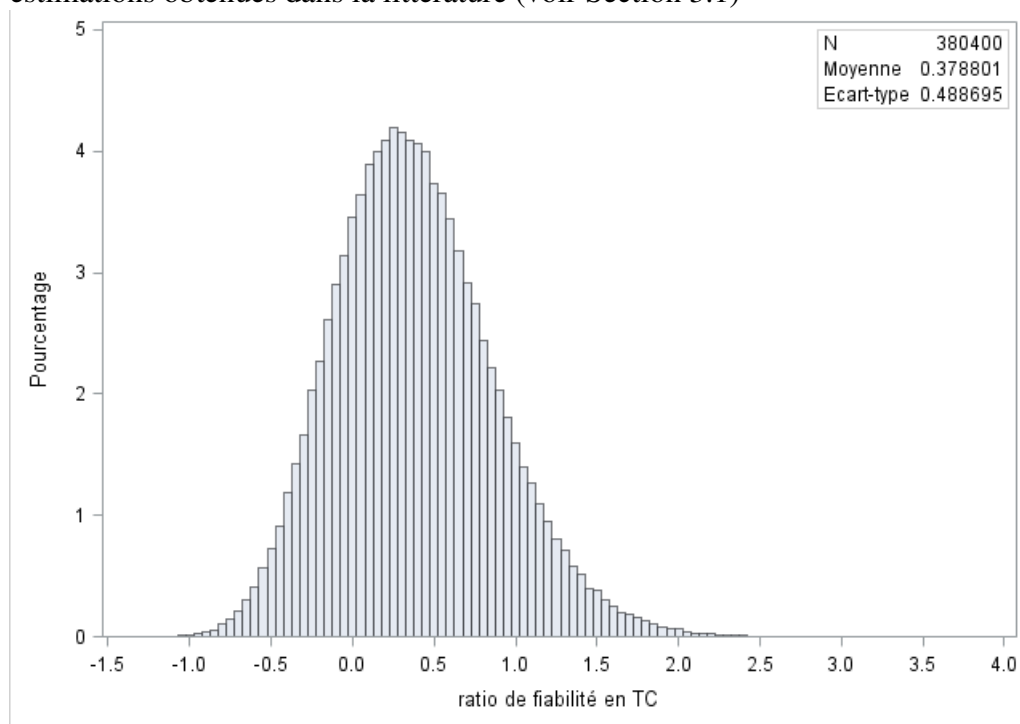


Figure 29: Distribution du ratio de fiabilité en transport en commun

Comme attendu, le ratio de fiabilité est en moyenne un peu plus élevé et un peu plus dispersé en transports en commun qu'en voiture.

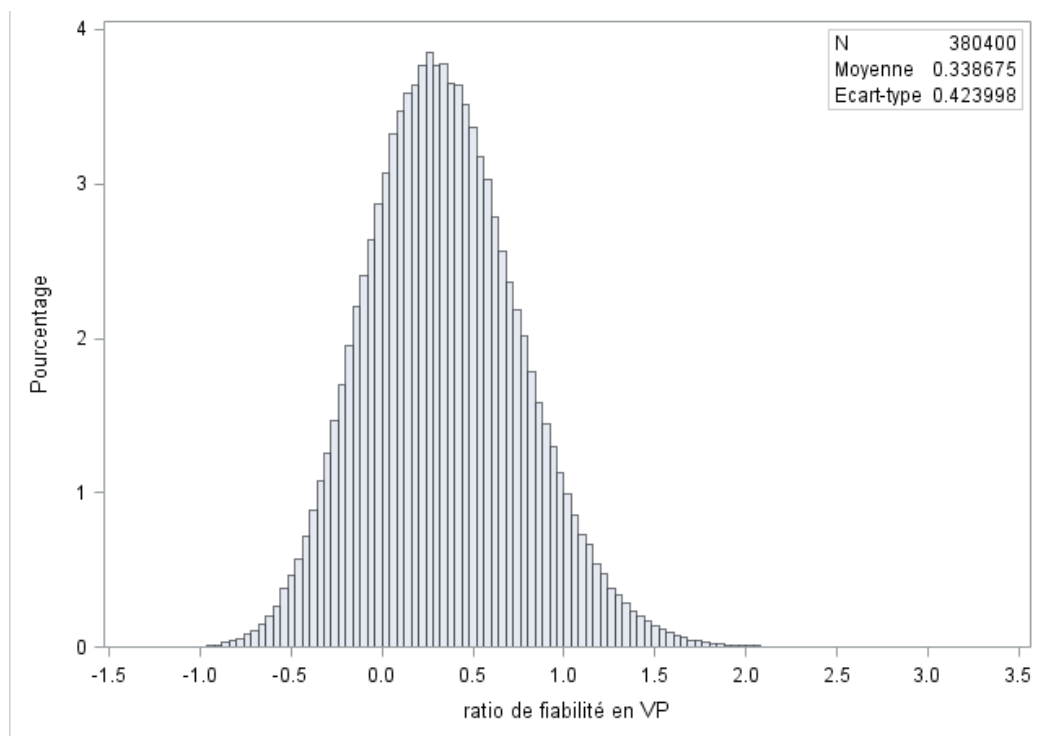


Figure 30: Distribution du ratio de fiabilité en voiture

6.2. Hétérogénéité des gains de fiabilité

La Section 3.1 décrit le calcul des gains de fiabilité en passant d'une distribution de temps trajet à une autre pour une aversion au risque donnée. En appliquant cette méthode pour toutes les valeurs de l'aversion au risque de la distribution, il est alors aisé de reconstituer la distribution des gains de fiabilité dans une population.

La valeur moyenne de ces gains peut ainsi être utilisée comme indicateur de la valorisation d'un projet visant à réduire la probabilité de congestion d'une route. Un tel indicateur a l'avantage de prendre en compte la sensibilité des gains de fiabilité au temps de trajet moyen observé avant la mise en place d'un projet. Une augmentation de la fiabilité sur une route relativement dégagée sera ainsi moins valorisée que sur une route très congestionnée.

Notons qu'il est également possible de calculer un équivalent de la CVar, une alternative à la variation compensatoire qui permet de valoriser plus particulièrement les gains de fiabilité des individus les plus impactés par les politiques de transport (les plus averses au risque). Cet indicateur introduit ainsi une certaine forme d'équité dans la mesure des gains de fiabilité (de Palma et Picard 2010, Trannoy 2001).

En effet, comme l'indique la figure ci-dessous, l'écart-type de l'aversion au risque tend à augmenter avec sa moyenne, aussi pour les trajets en transport en commun (courbe la plus haute sur la Figure 31) qu'en voiture (courbe la plus basse). Ainsi, dans une population d'individus en moyenne plus averses au risque, l'hétérogénéité des comportements tend à être plus grande que dans une population peu averses au risque. La CVar permet alors de ne valoriser que les gains de fiabilité de ceux qui sont sensibles à la variabilité des temps de trajet (la population plus averses au risque).

Relation entre écart-type et moyenne de l'aversion au risque

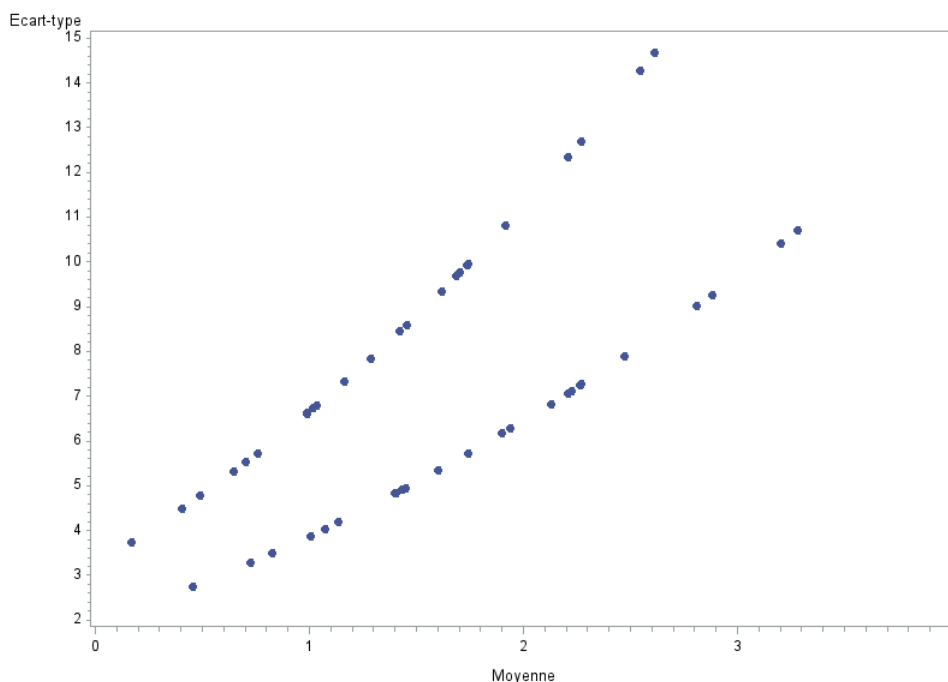


Figure 31: Ecart-type de l'aversion au risque en fonction de sa moyenne

A partir de la distribution des ratios de fiabilité en voiture, les gains de fiabilité sont calculés pour le passage de l'une à l'autre des trois distributions de temps de trajet considérées dans la section 4.1. Les figures ci-dessous illustrent par exemple la distribution des gains de fiabilité obtenue en faisant varier le probabilité de congestion dans la population reconstituée à partir de MIMETTIC, après exclusion des individus ayant une aversion au risque ou un ratio négatifs (dits *risk-lovers*).

La Figure 32: Comparaison des gains de fiabilité en euros par méthode, probabilité de congestion réduite de 80 à 40% correspond à une réduction de la probabilité de congestion de 80 à 40% et montre que les gains de fiabilité varient beaucoup plus avec la méthode de la variation compensatoire qu'avec la méthode moyenne-écart type. En moyenne, les gains obtenus par la première méthode (3,34€) tendent donc à être plus faibles que par la seconde (5,09€).

distribution des gains de fiabilité par méthode, 80 -> 40% de congestion

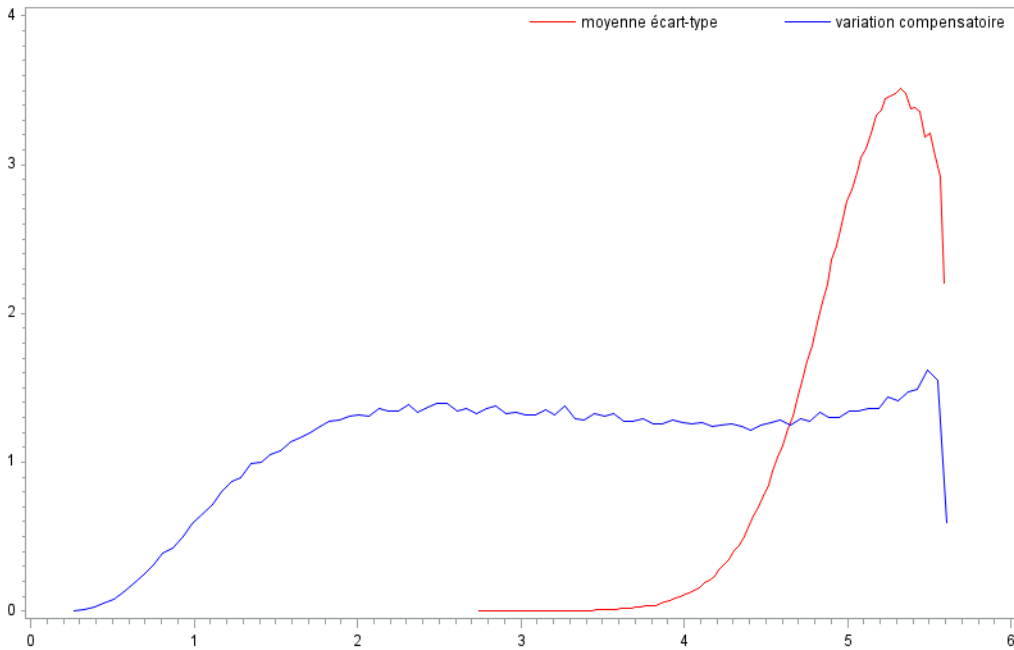


Figure 32: Comparaison des gains de fiabilité en euros par méthode, probabilité de congestion réduite de 80 à 40%

La Figure 33 correspond à une réduction de la probabilité de congestion de 80 à 60%. Là encore la distribution des gains de fiabilité varie considérablement selon la méthode utilisée et sont plus faibles en moyenne avec la variation compensatoire (1,53€) que par la moyenne-écart-type (2,25€). Plus gênant, les gains de fiabilité peuvent être négatifs pour les individus les plus sensibles à la variabilité selon la méthode moyenne-écart-type. Pour rappel, lorsque la probabilité de congestion passe de 80 à 60% le temps moyen de trajet diminue mais l'écart-type augmente. Pour les individus ayant un ratio de fiabilité élevé, cette augmentation induit une perte plus importante que le gain de temps moyen réalisé. Autrement dit, avec le modèle moyenne-dispersion, ces individus préfèrent un temps de trajet plus long mais qui varie très peu à un trajet plus court variant plus fortement.

distribution des gains de fiabilité par méthode, 80 -> 60% de congestion

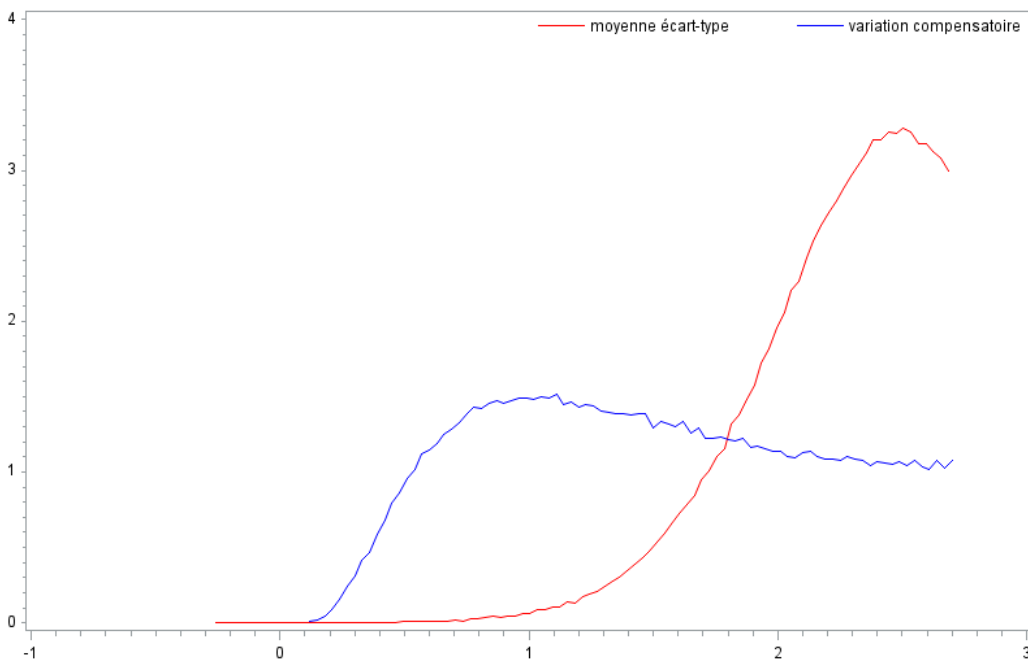


Figure 33: Comparaison des gains de fiabilité en euros par méthode, probabilité de congestion réduite de 80 à 60%

Lorsque la probabilité de congestion passe de 60 à 40%, le temps moyen diminue largement (de 64 à 47 min) tandis que l'écart-type diminue légèrement (de 42,53 à 42,10 min). Les gains de variabilité obtenus avec la moyenne-écart-type sont donc supérieurs à ceux induits par la seule réduction du temps moyen car ils combinent à la fois l'effet de cette réduction et la baisse de l'écart-type (en moyenne 2,83€). A l'inverse, bien que toujours positifs, les gains obtenus par la variation compensatoire (1,83€ en moyenne) sont plus faibles. En effet avec cette méthode, une même dispersion est plus coûteuse sur des trajets courts (en moyenne) que sur des trajets longs, réduisant ainsi les gains de fiabilité lorsque le temps moyen diminue sans réduction significative de la variabilité. Cette propriété permet de prendre en compte la plus faible sensibilité des voyageurs à la variabilité lorsque le temps de trajet augmente.

distribution des gains de fiabilité par méthode, 60 -> 40% de congestion

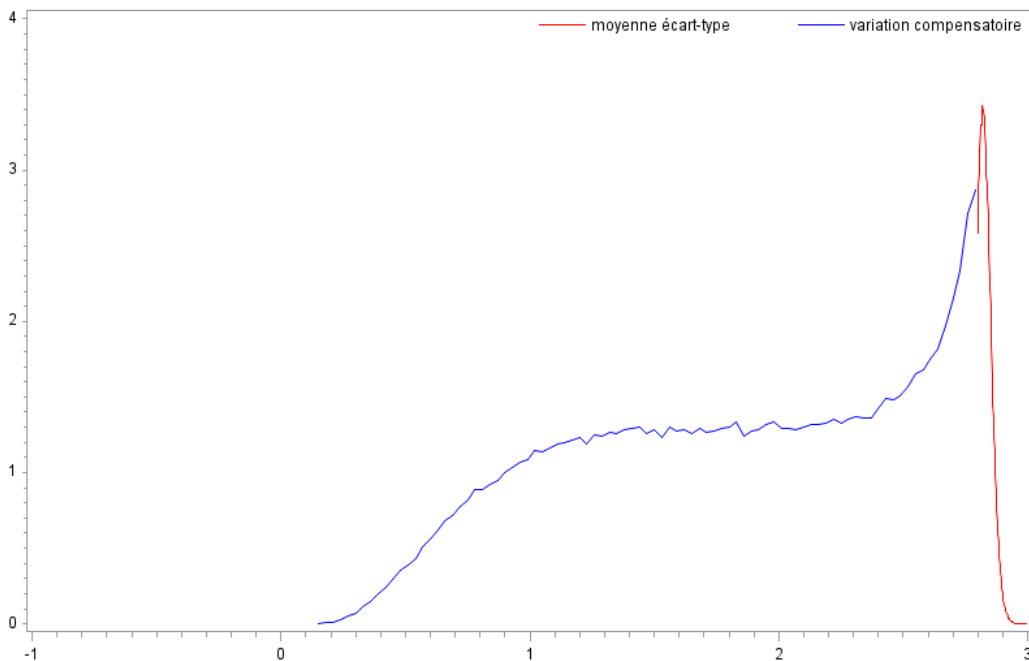
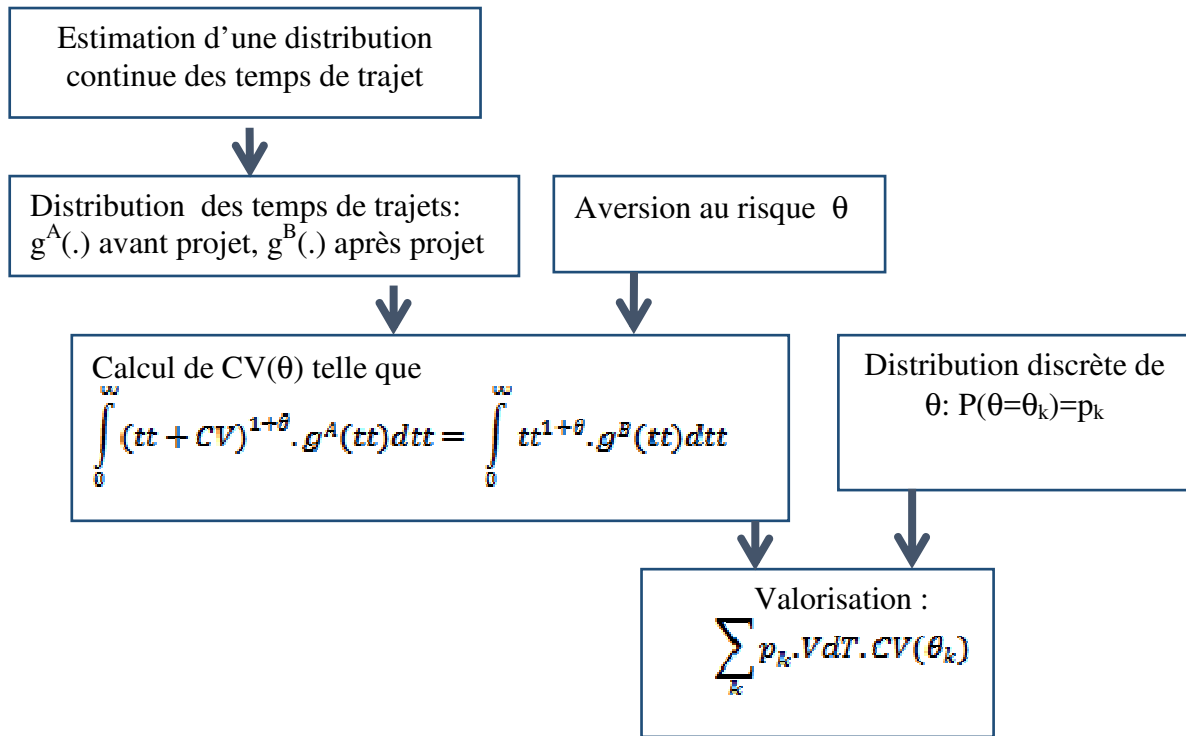


Figure 34: Comparaison des gains de fiabilité en euros par méthode, probabilité de congestion réduite de 60 à 40%

6.3. Transférabilité hors Ile-de-France : Proposition de méthode et limites

La transférabilité de la méthode de la variation compensatoire hors Ile-de-France peut se faire en supposant que pour un profil donné (sexe, CSP, motif de déplacement), la distribution de l'aversion au risque est la même partout en France. Sous cette hypothèse, la distribution de l'aversion au risque d'une population hors Ile-de-France peut être reconstituée à partir de sa composition socio-démographique.

Il est alors possible d'en déduire les gains de variabilité en passant d'une distribution de temps de trajet observée à la distribution attendue suite au projet considéré. La démarche à suivre peut-être représentée par le graphique suivant :



L'annexe 7 précise la démarche à adopter pour calculer l'aversion au risque en fonction des données disponibles.

Synthèse sur la prise en compte de l'hétérogénéité des préférences

Comme le montrent les distributions d'aversion au risque, la fiabilité est valorisée de façon très différente selon le sexe, la catégorie socio-professionnelle, le mode et le motif de déplacement, ce qui pose des problèmes d'équité (Trannoy 2001). En permettant une meilleure prise en compte de l'hétérogénéité, la variation compensatoire permet d'envisager le calcul d'indicateurs prenant mieux en compte l'équité dans la valorisation des projets de transports.

Une méthode est proposée afin de construire une distribution des aversions au risque dans la population des usagers à partir des enquêtes de déplacements disponibles.

Bibliographie

Adirectionio, J., Matas, A. (2007), Valeur du temps and reliability on C-32 highway near Barcelona, Studies on public works and transportation, n. 107, pp. 105-124.

Arup, Bates, J., Fearon, J., Black, I. (2003) Frameworks for Modelling the Variability of Journey Times on the Highway Network. London: Arup

Bates, J., Polak, J., Jones, P., Cook A. (2001), The valuation of reliability for personal travel, Transportation Research Part E, 37-2/3, pp. 191-229.

Batley, R. and Ibanez, J. N. (2009), Randomness in preferences, outcomes and tastes; an application to journey time risk, in Proceedings of the International Choice Modelling Conference, Harrogate, UK.

Brems, C. R. (2007), Traveller's benefits of reduced congestion, Danish Transport Research Institute.

Brownstone, D., Small, K. (2005), Valuing time and reliability : assessing the evidence from road pricing demonstrations, Transportation Research Part A, 39, pp. 279-293.

Cambridge Systematics, Inc., Texas A&M Transportation Institute, University of Washington, Dowling Associates, Street Smarts, H. Levinson, and H. Rakha. 2013. SHRP 2 Report S2-L03-RR-1: Analytical Procedures for Determining the Impacts of Reliability Mitigation Strategies. Transportation Research Board of the National Academies, Washington, D.C.

Carrion, C. and Levinson, D. (2010), Value of reliability: High occupancy toll voies, general purpose voies, and arterials, in Conference Proceedings of 4th International Symposium on Transportation Network Reliability in Minneapolis, MN (USA).

Coulombel, N. et A. de Palma (2014). The variability of travel time, congestion, and the cost of travel. Mathematical Population Studies, Taylor & Francis Journals, vol. 21(4), pp. 220-242.

Xiao, Y, N. Coulombel and A; de Palma (2016). The valuation of travel time reliability: does congestion matter? Transportation Research B, accepté pour publication.

de Jong, Bliemer, On including travel time reliability of road traffic in appraisal Transportation Research Part A 73 (2015) 80–95

de Palma et N. Coulombel (2014). The marginal social cost of travel time variability, Transportation Research C, Emerging Technologies, Part 1 (47), 47-60.

de Palma, A. et N. Picard (2005), Route Choice Decision and Travel Time Uncertainty, Transportation Research: a Policy and Practice, 39(4), 295-324.

de Palma, A. et N. Picard (2006), Route Choice Behaviour with Risk-Averse Users, dans: Spatial Dynamics, Networks and Modelling, chapter 7, Edward Elgar Publishing.

de Palma, A., M. Abdellaoui, G. Attanasio, M. Ben-Akiva, I. Erev, H. Fehr-Duda, D. Fok, C. Fox, R. Hertwig, N. Picard, P. Wakker, J. Walker et M. We, (2014). Beware of black swans: Taking stock of the description–experience gap in decision under uncertainty, Marketing Letters, Springer, vol. 25(3), pp. 269-280.

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, pp. 55-86.

de Palma, A., N. Picard et L. Andrieu (2012). Risk in Transport Investments, Networks and Spatial Economics, 12, 2, 187-204.

de Palma, A., N. Picard et M. de Lapparent, (2015). Risk and Uncertainty in Urban and Transport Economics, Mathematical Population Studies, Taylor & Francis Journals, vol. 22(1), pp. 1-3.

de Palma, A., N. Picard et M. de Lapparent, (2014). Risky Time Prospects and Travel Demand, Mathematical Population Studies, Taylor & Francis Journals, vol. 21(4), pp. 185-188.

- de Palma, A., et N. Picard (2010). Risk Aversion: from Economics to Transportation, *Intelligent Transport System Journal*, sous presse.
- de Palma, A., R. Lindsey et N. Picard (2012). Risk aversion, the value of information, and traffic equilibrium, *Transportation Science*, 46, 1, pp 1-26.
- DfT (2009), The Reliability Sub-Objective – TAG Unit 3.5.7., United Kingdom Department for Transport.
- Dong, J., and H. S. Mahmassani. 2009. *Flow Breakdown, Travel Reliability and Real-Time Information in Route Choice Behavior*. In *Transportation and Traffic Theory 2009: Golden Jubilee* (W. Lam, S. Lo, and K. Hong, eds.), Springer, New York, pp. 675–695,
- Eliasson, J. (2004), Car drivers' valuations of travel time variability, unexpected delays and tail driving, *Proceedings of the European Transport Conference*, Transek AB.
- Eliasson, J. (2006). Forecasting travel time variability. In *Proc. European Transport Conference (Strasbourg)*. London: Association for European Transport.
- Eliasson, J. (2006), Forecasting Travel Time Variability, Working Paper.
- Eliasson, J. (2009) Reliability in Swedish CBA – current practice and what needs to be done. Paper presented to the ITF conference Value of Travel Time Reliability and Cost-Benefit Analysis. OECD.
- FHWA (2006), Travel time reliability: Making it there on time, all the time, United States Federal Highway Administration.
- Fosgerau (2015), The valuation of travel time variability, DRAFT Discussion Paper, Prepared for the Roundtable: Roundtable on Quantifying the Socio-Economic Benefits of Transport, Paris, November 2015 ©OECD/ITF 2015,
- Fosgerau, M. and Engelson, L. (2011), The value of travel time variance, *Transportation Research Part B* , Vol. 45, pp. 1–8.
- Fosgerau, M. and Karlstrom, A. (2010), The value of reliability, *Transportation Research Part B* , Vol. 44, pp. 38–49.
- Fosgerau, M., Fukuda, D. (2010), Valuing Travel Time Variability: Characteristics of the travel time distribution on an urban road, MPRA Paper 24330.
- Fosgerau, M., Karlström, A. (2007), The Value of Reliability, MPRA Paper 5733.
- Gaudry, M. (2006), Life, Limb and Bumper Trade-Offs Calculable from Road Accident Models: An Empirical Multimoment Portfolio Analysis and Life Asset Pricing Model (LAPM), *Transport Reviews* (26, 4, pp. 501-520, July 2006).
- Geistefeldt, J., Hohmann, S., Wu, N. (2014) Ermittlung des Zusammenhangs von Infrastruktur und Zuverlässigkeit des Verkehrsablaufs für den Verkehrsträger Straße – Schlussbericht für Bundesministerium für Verkehr und digitale Infrastruktur, März 2014
- Hamer, R., de Jong, G., Kroes, E. (2005), The value of reliability in Transport – Provisional values for the Netherlands based on expert opinion, RAND Technical Report Series, TR-240-AVV.
- HEATCO (2006), Developing Harmonised European Approaches for Transport Costing and Project Assessment, Deliverable 5, Proposal for harmonized guidelines.
- Hellinga, B.(2011) Defining, measuring, and modeling transportation network reliability, report written for the Dutch Ministry of Transport, Rijkswaterstaat, Delft.
- Hollander, Y. (2005), The attitudes of bus users to travel time variability, *Proceedings of the European Transport Conference*, Institute for Transport Studies, University of Leeds.
- Jackson,W. and Jucker, J. (1982), An empirical study of travel time variability and travel choice behavior, *Transportation Science* , Vol. 16, pp. 460–475.

Joel P. Franklin (2009), Modeling Reliability as Expected Lateness: A Schedule-Based Approach for User Benefit Analysis..

Kouwenhoven and Warffemius, Forecasting Travel Time Reliability in Road Transport: a new Model for The Netherlands, 2015

Kouwenhoven, M., Caussade, S., Kroes, E. (2006), Value of Reliability of Travellers on the Paris Suburban Railway Network, RAND Technical Report Series.

Kroes et al. (2006), On the value of punctuality on suburban trains to and from Paris, paper presented at ETC 2005

Li, Z., Hensher, D., Rose, J. (2010), Willingness to pay for travel time reliability in passenger transport: a review and some new empirical evidence, Institute of Transport and Logistics Studies, University of Sydney, Working Paper.

Lomax, T., Schrank, D., Turner, S., Margiotta, R. (2003), Selecting travel reliability measures, Texas Transportation Institute Cambridge Systematics.

Mahmassani, H. S., J. Kim, Y. Chen, Y. Stogios, A. Brijmohan, and P. Vovsha. 2014. *SHRP 2 Report S2-L04- RR-1: Incorporating Reliability Performance Measures into Operations and Planning Modeling Tools*. Transportation Research Board of the National Academy Press

Mahmassaniet al.2014. *SHRP 2 Report S2-L04-RW-2 Incorporating Reliability Performance Measures into Operations and Planning Modeling Tools: Application Guidelines* Transportation Research Board of the National Academy Press

Markovich (2009), Synthesis of research on valeur du temps and value of reliability, Florida Department of Transport.

Ministry of Transport; Department for Transport (DfT) (2014) Transport analysis guidance: WebTAG, <https://www.gov.uk/guidance/transport-analysis-guidance-webtag>

Mott MacDonald. (2003). Travel time variability follow-on research 1.1, 1.2 and 1.3. Report for UK Department for Transport, London.

Nicholson (2015), Travel time reliability benefits: Allowing for correlation, Research in Transportation Economics, Volume 49, June 2015, Pages 14-21

Noland, R. and Small, K. (1995), Travel-time uncertainty, departure time choice, and the cost of Matin commutes, Transportation Research Record , Vol. 1493, pp. 150–158.

NZTA (2008), Economic Evaluation Manual, Volume 1, Amendment No 2, New Zealand Transport Agency.

OECD/ITF (2010), Improving Reliability on Surface Transport Networks, OECD Publishing, Paris..

Peer, S., Koopmans, C. and Verhoef, E.T. (2012) Prediction of travel time variability for cost-benefit analysis, Transportation Research Part A pp. 79-90.

RFF (2012), Rapport de phase 4 – Résultats de l’enquête de préférences déclarées – Segment 1 : usagers TGV, Etude sur la perception et la valorisation de la régularité du point de vue de l’usager

SHRP 2 Reliability Project L11, Operations Strategies to Improve Travel Time Reliability, 2013

SHRP 2 Reliability Projects L03 Analytical Procedures for Determining the Impacts of Reliability Mitigation Strategies, 2013

SHRP 2 Reliability Projects L04, Incorporating Reliability Performance Measures in Operations and Planning Modeling Tools, 2013

Small, K, Noland, R., Chu, X., Lewis, D. (1999), Valuation of travel time savings and predictability in congested conditions for highway user-cost estimation, Report 431, National Cooperative Highway Research Program.

- Small, K., Winston, C., Yan, J. (2005), Uncovering the distribution of motorists' preferences for travel time and reliability, *Econometrica*, vol. 73, issue 4, pp. 1367-1382.
- Taylor, M. A. P. (2009). Reliability and cost-benefit analysis in Australia and New Zealand. International Meeting on Value of Travel Time Reliability and Cost-Benefit Analysis, Vancouver, Canada.
- Tilahun, N. and Levinson, D. (2010), A moment of time: Reliability in route choice using stated preference, *Journal of Intelligent Transportation Systems* , Vol. 14, pp. 179 –187.
- Trannoy, A (2001), Equity dimensions of transports policies, dans: A. de Palma, E. Quinet et R. Vickerman (éds.), *Handbook in Transport Economics*, Edward Elgar, Routledge, 2011, 625-649.
- TRB (2003) Interim Planning for a Future Strategic Highway Research Program, NCHRP national Cooperative Highway Research Program, Report 510, Washington DC. ISBN 0-309-08777-5
- Tseng, Y.-Y. (2008), Valuation of Travel Time Reliability in Passenger Transport, PhD theses, Tinberger Institute.
- Tseng, Y.-Y., Ubbels, B., Verhoef, E. (2005), Valeur du temps, schedule delay and reliability, Department of Spatial Economics, Free University.
- Van Lint, J., Zuylen, H., Tu, H. (2008), Travel Time Reliability on Freeways: Why measures based on variance tell only half the story, *Transportation Research Part, Volume 42, Issue 1*, pp. 258-277.
- Vickrey, W. (1969), Congestion theory and transport investment, *American Economic Review*, 59, pp. 251-261.

Annexe 1. Eléments bibliographiques sur la variabilité des ratios de fiabilité au sein de la littérature

Le Tableau 18 ci-dessous reprend les ordres de grandeurs des ratios de fiabilité (RR) de quelques études d'estimation de coûts de fiabilité, menés dans différents pays, sur différents modes, en enquête soit de préférences déclarées (SP) soit de préférences révélées (RP), et avec différents indicateurs de fiabilité.

Note de lecture : Le tableau ci-dessous est à lire avec précaution car les études comparées ne sont pas homogènes : les unités, mode, méthode, zone géographique, varient d'une étude à une autre et l'hétérogénéité des valeurs estimées dans chaque étude n'est pas reprise dans le tableau ci-dessous car seule une valeur « moyenne de l'étude est présenté à des fins de simplification.

Tableau 18. Ratios de fiabilité de différentes études et pour différentes méthodes

Auteurs	Région	Mode	RP/SP	Définition de V(T)	Ratio de valorisation
Kouwenhaven et al, 2014	NL	tous modes	SP	Écart-type des temps de déplacement	0.4-1.1 (0.6)
ATOC (2002)	UK	train	SP	Écart-type des temps de déplacement	0.6-1.5
Ramjerdi et al. (2010)	Norvège	train	SP	Écart-type des temps de déplacement	0.69-0.54
Black et Towriss (1993)	Londres	VP	SP	Écart-type des temps de déplacement	0.55-0.7
Small et al. (1995)	USA	VP	SP	Écart-type des temps de déplacement	2.3
Small et al. (1999)	USA	VP	SP	Écart-type des temps de déplacement	2.37
Liu, He, Recker, 2007.	Californie	VP	RP	Écart-type des temps de déplacement	1..3
Noland and Small	Californie	VP	SP	Écart-type des temps de déplacement	1.27
MVA (1996)	UK	VP	SP	Écart-type des temps de déplacement	0.36-0.78
Copley, Murphy, Pearce (2002)	UK	VP	SP	Écart-type des temps de déplacement	1.3
Hensher (2007)	Australie	VP	SP	Écart-type des temps de déplacement	0.3-0.4
Eliasson (2004)	Suède	VP	SP	Écart-type des temps de déplacement	0.3-0.95
Mahmassani (2011)	USA	VP	RP&SP	Écart-type des temps de déplacement	0.4-0.9
De Jong, et al. 2007.	NL		SP	Écart-type des temps de déplacement	1.35
Carrion, C., Levinson, D., 2010.	Minneapolis.	VP	RP	Écart-type, P90-P50, P75-P25	0.91
Small, Winston, Yan, 2005	LA	VP	RP + SP	P80-P50	0.65
Brownstone et Small (2003)	USA	VP	RP + SP	P90-P50	0.95-1.4
Lam, T., Small, K., 2001.	Californie	VP	RP	P90-P50	0.5 à 1.4
Tilahun, Levinson, 2009.	USA	tous modes	RP	Différence entre les horaires d'arrivée des employés étant arrivés en retard et les horaires moyens	0.89 - 1
Tseng, Ubbels, et Verhoef (2005)			SP	Différence entre l'horaire d'arrivée des employés (qu'ils soient en avance ou en retard) et l'horaire souhaité	0.5
Tilahun, N., Levinson, D., 2010.	Minnesota	tous modes	SP	Moyenne du retard, P100-P50, probabilité d'un retard de plus de 5 minutes, écart-type	0.62-1.41

Auteurs	Région	Mode	RP/SP	Définition de V(T)	Ratio de valorisation
STIF	France	RER	SP	Retard de plus de 5 minutes	0.92-1.78
RFF	France	TAGV	SP	Retards de plus de 10 minutes	2.5

Les niveaux de valorisation sont différents d'une étude à une autre, mais on peut noter également que l'hétérogénéité des coefficients estimés au sein d'une même étude peut être forte.

Le tableau suivant (Tableau 19), tiré de (de Jong, 2015), présente les ratios de fiabilité du modèle moyenne-écart-type estimés et retenus dans les recommandations de plusieurs pays européens. Ces ratios sont généralement inférieurs à 1, avec une variabilité moindre que celle présentée ci-dessus dans la Figure 35 sur des études internationales et notamment aux Etats Unis.

Study	Model and data	Country	RR
<i>Car</i>			
MVA (1996)	Logit on SP data	UK	0.36–0.78
Copley et al. (2002)	Logit on SP data	UK	Pilot survey: 1.3
Hensher (2007)	Logit on SP data	Australia	0.3–0.4
Eliasson (2004)	Logit on SP data	Sweden	0.30–0.95
Mahmassani (2011)	Logit on SP data	USA	NCHRP 431: 0.80–1.10 SHRP 2 CO4: 0.40–0.90
<i>Expert workshop of 2004</i>			
Significance et al. (2013)	Expert opinion Latent class model on SP data	The Netherlands The Netherlands	0.8 Commuting: 0.4 Business: 1.1 Other: 0.6
<i>Train</i>			
ATOC (2002)	Logit on SP data	UK	is 0.6–1.5
Ramjerdi et al. (2010)	Logit on SP data	Norway	Short trips: 0.69 Long trips: 0.54
<i>Expert workshop of 2004</i>			
Significance et al. (2013)	Expert opinion Latent class model on SP data	The Netherlands The Netherlands	1.4 Commuting: 0.4 Business: 1.1 Other: 0.6
<i>Bus/tram/metro</i>			
MVA (2000)	Logit on SP data	France	0.24
Ramjerdi et al. (2010)	Logit on SP data	Norway	Short trips: 0.69 Long trips: 0.42
<i>Expert workshop of 2004</i>			
Significance et al. (2013)	Expert opinion Latent class model on SP data	The Netherlands The Netherlands	1.4 Commuting: 0.4 Business: 1.1 Other: 0.6
<i>Air</i>			
Ramjerdi et al. (2010)	Logit on SP data	Norway	0.20
Significance et al. (2013)	Latent class model on SP data	The Netherlands	Business: 0.7 Other: 0.7
<i>Road freight</i>			
Fowkes (2007)	Logit on SP data	UK	Shippers: 0.38 Own-account: 0.19
Halse et al. (2010)	Logit on SP data	Norway	Shippers: 1.2 Carriers: 0
Significance et al. (2013)	Logit on SP data	The Netherlands	Overall: 0.11 Shippers: 0.9 Carriers: 0.28 Overall: 0.37

Tableau 19. Variabilité des ratios de fiabilité du modèle moyenne-écart type au sein de la littérature européenne - Source : De Jong, 2015

Il ne ressort pas, sur cette revue de littérature, de fortes différences de niveaux de valorisation entre les enquêtes de préférences révélées et déclarées, comme semblent le montrer Carrion et Levinson dans leur méta-analyse (cf. Figure 35).

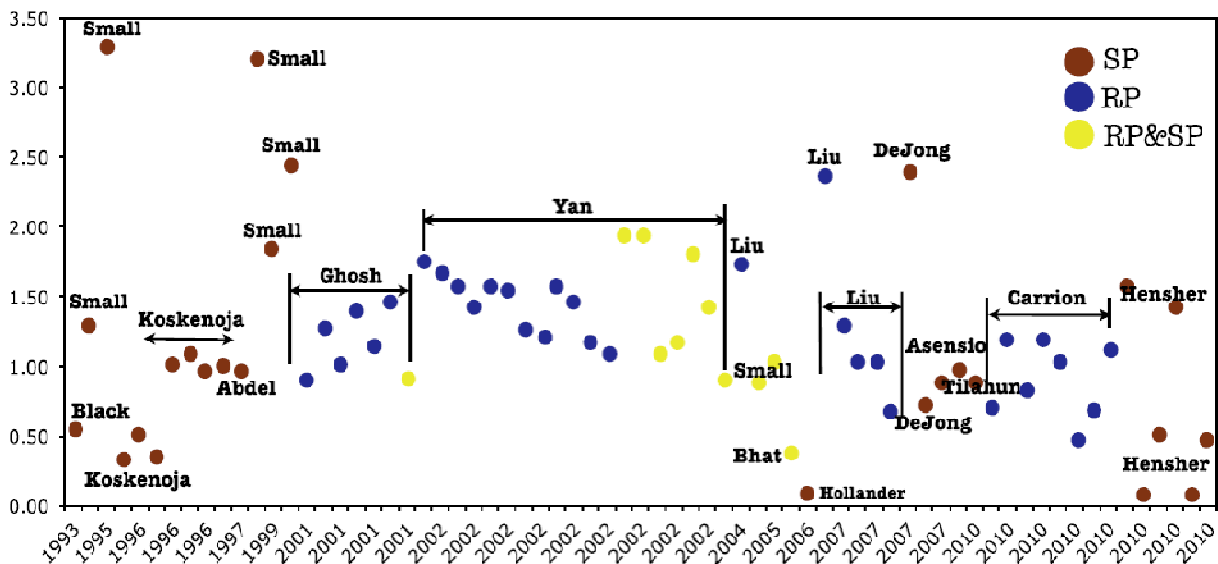


Figure 35. Variabilité des ratios de fiabilité au sein de la littérature - Source : Carrion et Levinson, 2010

Cependant, les enquêtes de préférences révélées et déclarées donnent, sur la fiabilité et sur d'autres estimations, des résultats souvent différents. Ainsi, les enquêtes de préférences déclarées auraient souvent tendance à surestimer les préférences des usagers par rapport aux enquêtes de préférences révélées. Les limites des enquêtes de préférences déclarées pour l'estimation des coûts de fiabilité sont notamment discutées dans (Fosgerau, 2010).

Annexe 2. Corrélations entre les avantages économiques de fiabilité des différentes méthodes sur des distributions routières en Ile-de-France

Dans cette partie, l'analyse précédente est complétée par l'application des différentes méthodes à un plus grand ensemble de distributions des temps de déplacement. Ces distributions des temps de déplacement sont tirées de données de boucles de comptage des routes nationales d'Ile-de-France. Ces distributions sont calculées sur un an, pour des périodes d'une heure et pour chaque jour de la semaine. Il s'agit de la même base de données que celle utilisée dans la partie 0.

Sur la Figure 36, les méthodes de valorisation de la fiabilité sont comparées deux à deux. Chaque point représente les gains de fiabilité pour deux méthodes pour une distribution des temps de déplacement. Les gains de fiabilité (€/usager) sont les gains du passage d'une distribution observée des temps de déplacement à un temps de déplacement certain. Les gains de fiabilité d'une des deux méthodes sont sur l'axe des abscisses et l'autre méthode sur l'axe des ordonnées. Par conséquent, des points dispersés signifient que les deux méthodes comparées donnent des résultats relatifs très variables tandis qu'une forte corrélation des méthodes est visible par une faible dispersion des points et montre que les deux méthodes valorisent la fiabilité de façon cohérente l'une par rapport à l'autre.

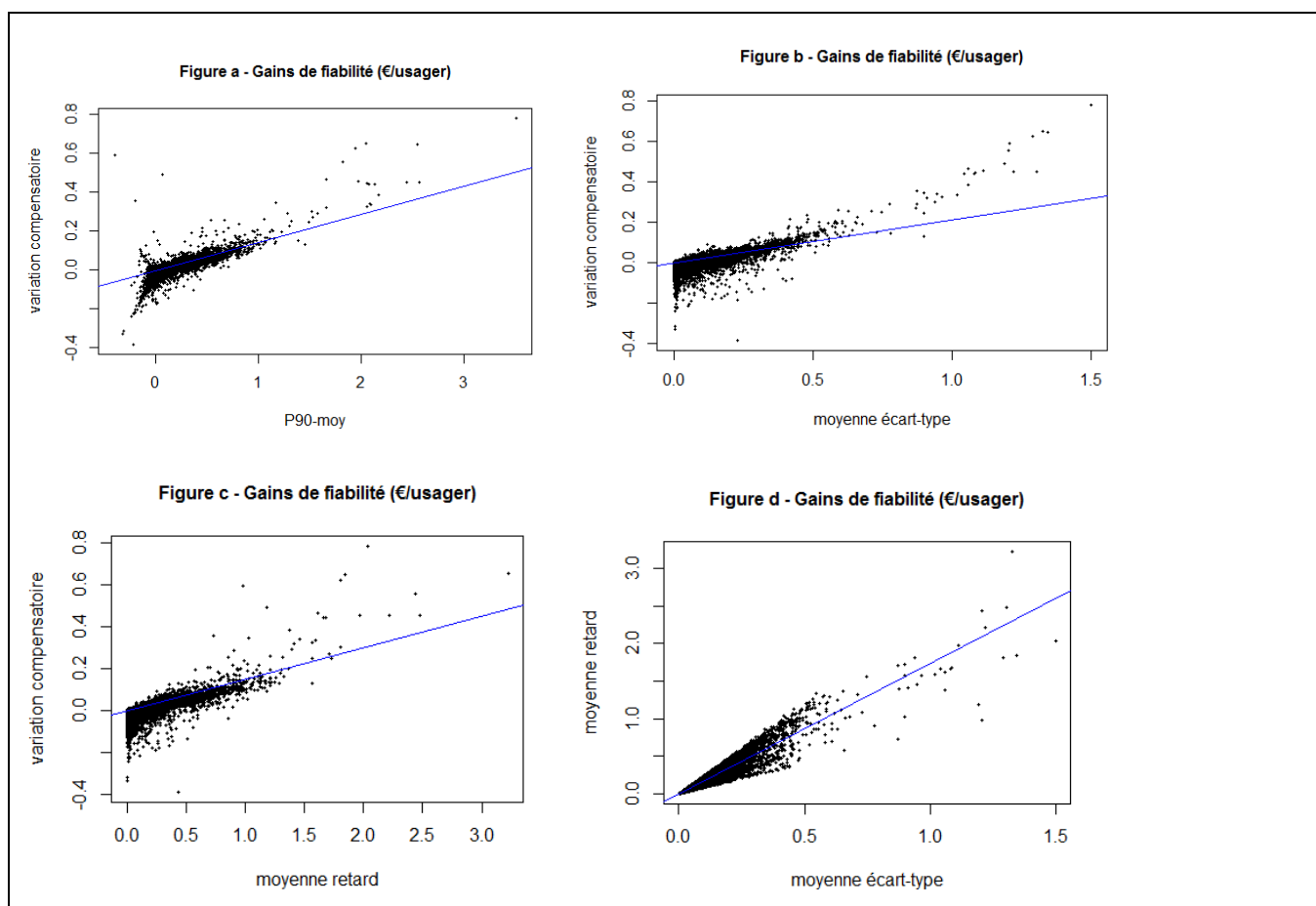


Figure 36. Comparaison des gains de fiabilité avec différentes méthodes de valorisation.

Annexe 3. Tests de sensibilité sur les indicateurs de fiabilité retenus pour le mode routier

Différents percentiles et indicateurs de fiabilité sont testés afin de mettre en évidence la variabilité des gains de fiabilité en fonction de l'indicateur de fiabilité par décile retenu. Bien entendu, les résultats dépendent fortement des distributions choisies et des effets de seuil sont à attendre quel que soit le décile choisi.

Les gains de fiabilités calculés ci-dessous sont tous valorisés directement avec la valeur du temps :

$$\text{Gains de fiabilité} = \Delta \text{indicateur}_{\text{ fiabilité}} * 1 * VdT$$

Les différents indicateurs testés sont : P90-P50, P80-P50, P95-P50, P90-P10 et P80-P20.

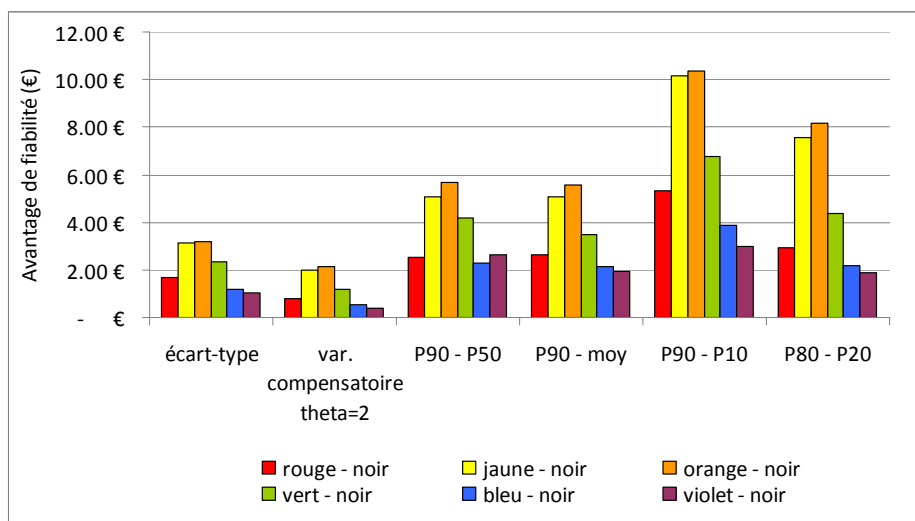


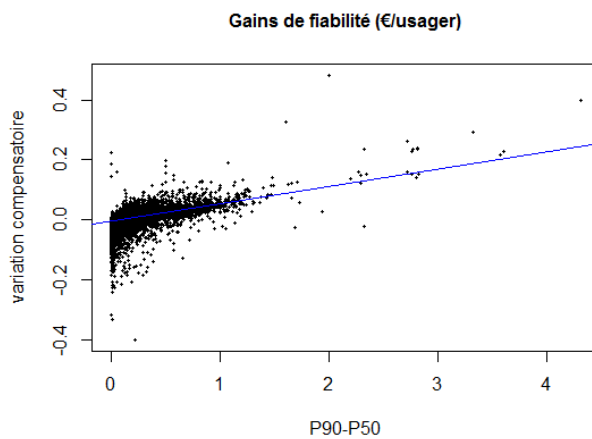
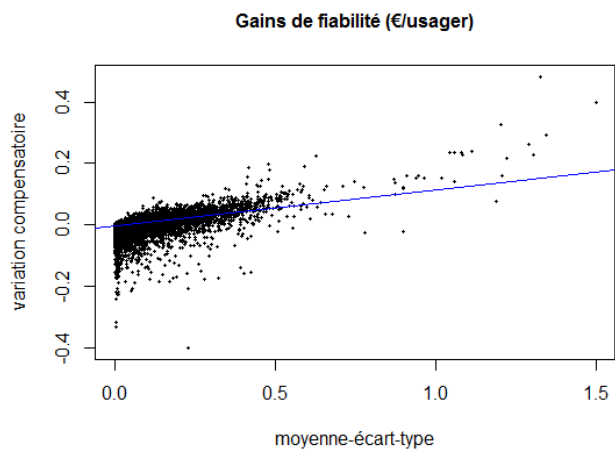
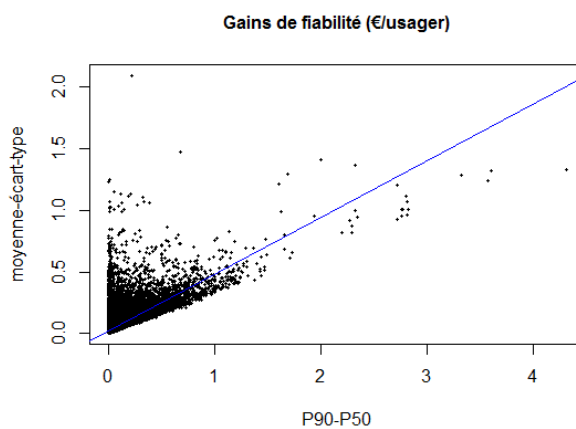
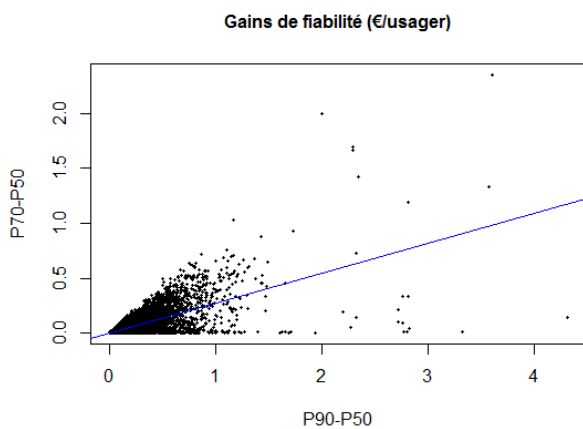
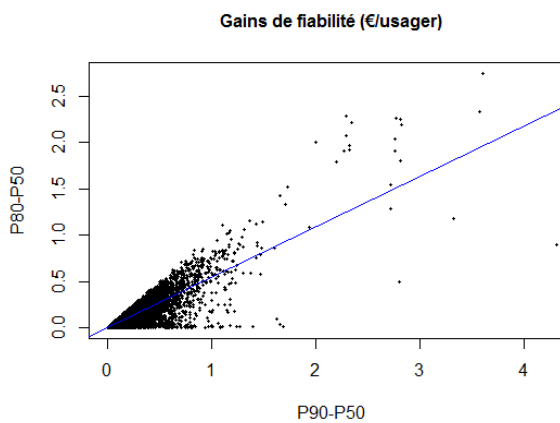
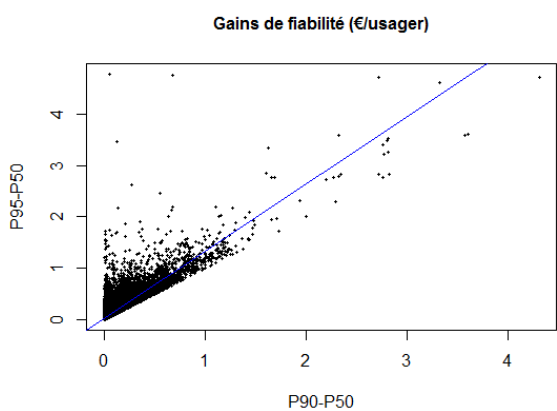
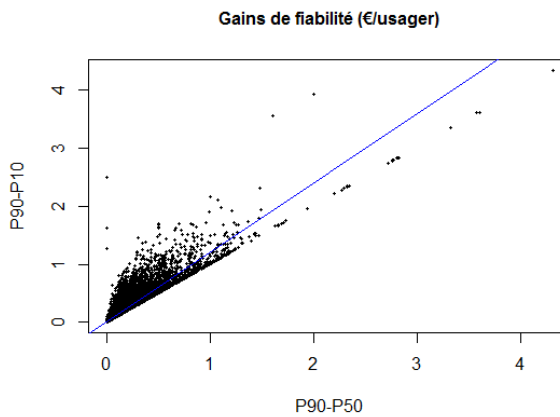
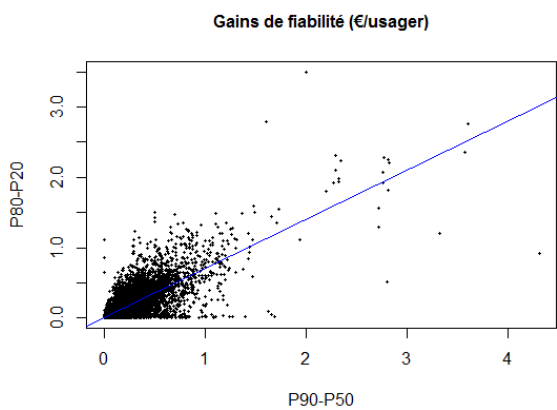
Figure 37. Variabilité des gains de fiabilité en fonction de l'indicateur de dispersion

Sur les quelques exemples de distributions routières de la Figure 37, le classement des projets semble conservé quelque soit l'indicateur choisi.

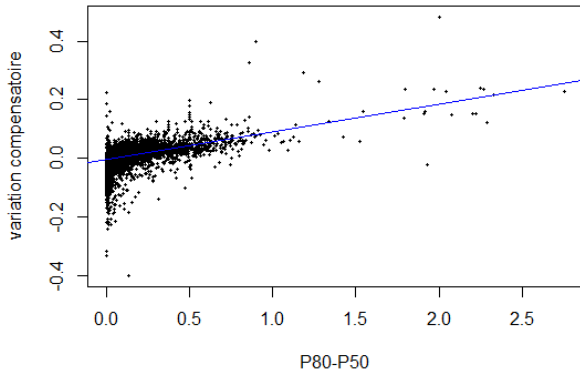
Les graphiques suivants montrent les résultats calculés sur l'ensemble de la base de données d'Ile-de-France de distributions de temps de déplacement routiers.

Les différents graphiques ci-dessous montrent que bien que les déciles soient corrélés entre eux, les valorisations des gains de fiabilité des projets peuvent être très différentes entre le choix d'un décile donné ou un autre, ce qui est dû aux effets de seuils induits par le choix d'un décile plutôt qu'un autre. Comme détaillé dans la partie , un des critères de choix à considérer dans le choix de l'utilisation d'un indicateur de fiabilité plutôt qu'un autre est la capacité à projeter cet indicateur de fiabilité, par arc puis par OD.

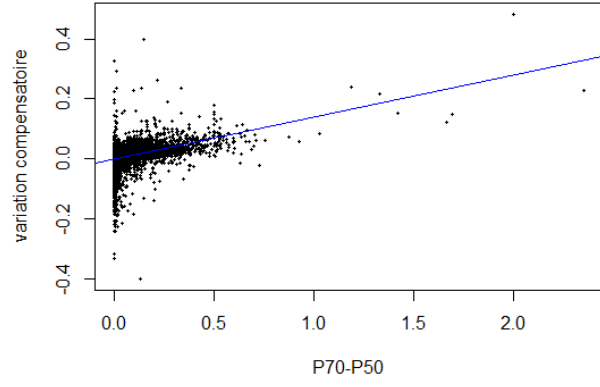
Ainsi, d'un point de vue pratique, la moyenne est plus simple à utiliser que la médiane, et le P90 semble plus simple à projeter que le P80, et plus robuste que le P95 qui correspond à des événements encore plus rares donc peu poser des problèmes de calcul en fonction des tailles d'échantillons de temps de déplacement disponibles.



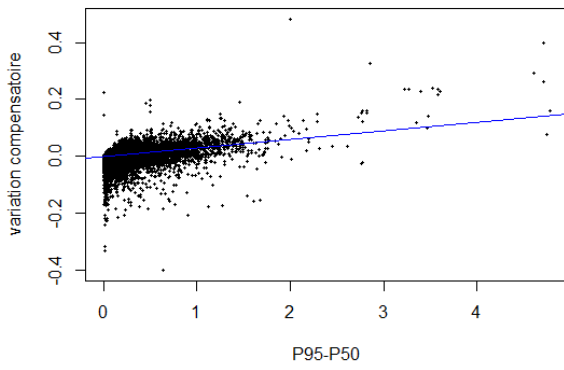
Gains de fiabilité (€/usager)



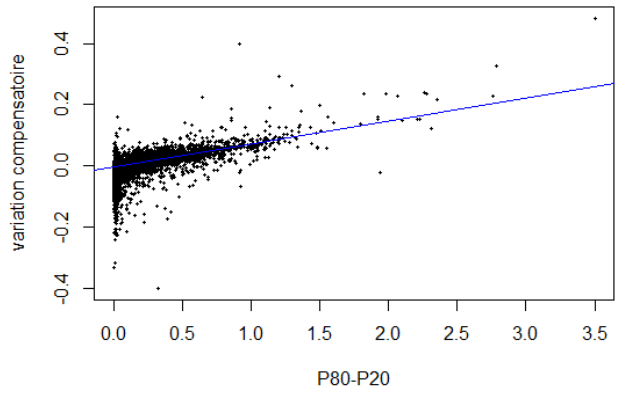
Gains de fiabilité (€/usager)



Gains de fiabilité (€/usager)



Gains de fiabilité (€/usager)



Annexe 4. Approfondissements des tests des méthodes TC pour des projets ferroviaires

Cette section a pour objectif d'alimenter les réflexions autour des méthodes de valorisation de la régularité pour les projets ferroviaires.

Elle vise à apporter des éléments de réponse partiels et illustratifs aux questions suivantes, pour des distributions réelles de temps de déplacement :

- Comment se positionnent les deux approches actuellement mises en œuvre au sein de SNCF Réseau :
 - o Approche par les méthodes perdues : estimation des variations de minutes perdues à partir d'une analyse de la base « incidents » de Bréhat (à noter que cette base ne prend en compte que les minutes perdues au-delà de 5 minutes),
 - o Approche par les distributions : estimation des variations de distributions de retards grâce à des modèles d'exploitation/retards, puis application d'un équivalent temps selon la méthode TCI (équation 5).
- Comment positionner les gains de régularité par rapport à des gains de temps en ligne, voire de fréquence⁵ ?

Méthodologie

On compare dans les exemples suivants trois méthodes de valorisation :

- L'approche par les **minutes perdues** (gains de temps non pondérés). On ne considère ici que les minutes perdues strictement supérieures à 5 min. Les trains arrivant avec 5 min ou moins de retard sont donc considérés comme à l'heure pour cette analyse.
- L'approche présentée dans le référentiel d'évaluation (« méthode TCI » dans la partie précédente), issue des recommandations du rapport Quinet pour les TCI :
 - o Retards supérieurs à 10 minutes : $2,5 \text{ min} * (\% \text{ trains}]_{10-...}[\text{PRO}-\% \text{ trains}]_{10-...}[\text{REF}]$
- Le **modèle 2** de l'étude RFF pour les TAGV⁶ (appelé « TCI modèle 2 » dans la partie précédente) qui présente des facteurs différenciés pour 6 classes de retard. Selon les recommandations de l'étude, ces classes doivent être interprétées comme des intervalles jointifs. Toutefois, à la suite d'une première analyse (cf. annexe), la prise en compte des retards inférieurs à 5 min peut donner lieu selon ces coefficients à de très fortes valorisations alors même qu'il est admis par ailleurs que ces retards ne constituent pas une réelle gêne. On utilisera donc le modèle avec la classe [6-7].

Retards ayant servi à l'estimation	Equivalent temps en minutes	Classe associée
5 min	1,3	[1-7] / [6-7]
10,15,20 min	2,0	[8-22]
25, 30 min	2,6	[23-34]
40, 45, 50 min	3,6	[35-54]
60, 75 min	4,3	[55-82]
90, 120 min	7,2	[83-...]

*NB : cette application de la méthode « TCI modèle 2 » diffère légèrement de l'application qui en était faite dans la partie **Erreur ! Source du renvoi introuvable..** En effet, dans la partie **Erreur ! Source du renvoi introuvable..**, les classes associées étaient les suivantes :*

Retards ayant servi à l'estimation	Equivalent temps en minutes	Classe associée
------------------------------------	-----------------------------	-----------------

⁵ Ce dernier aspect ne sera pas développé ici.

⁶ Tableau 11 du rapport de phase 4 – Résultats de l'enquête de préférences déclarées – Segment 1 : usagers TGVTAGV, Etude sur la perception et la valorisation de la régularité du point de vue de l'usager, RFF, 2012

5 min	1,3]0-5]
10,15,20 min	2,0]6-24]
25, 30 min	2,6]25-39]
40, 45, 50 min	3,6]40-59]
60, 75 min	4,3]60-89]
90, 120 min	7,2]90-...]

Pour ce travail qui a un but d'illustration, ces méthodes en principe réservées aux transports interurbains sont appliquées à l'ensemble des cas étudiés (incluant donc des TER périurbains).

Les tests réalisés ont été choisis soit pour illustrer de façon simplifiée différents types d'effets qu'on peut rencontrer dans les projets de SNCF Réseau, ou pour apporter un éclairage plus théorique sur le niveau de valorisation :

- Réduction uniforme de 1 min des retards (exemple qui pourrait traduire des améliorations de type ERTMS..., et dans le but d'une illustration comparative avec les gains de temps) ;
- Réduction uniforme des pourcentages de chaque classes de retards (exemple qui pourrait traduire une réduction des incidents origines, par exemple la sécurisation d'un PN)
- Réduction différenciée des grands et petits retards (exemple qui pourrait traduire des effets d'IPCS, installations complémentaires de remisage permettant de disposer de rames de secours, réduction des incidents caténares...).
- Réduction totale de l'irrégularité (permettant de définir le gain maximal possible).

Les tests sont réalisés sur les distributions décrites dans le tableau suivant :

TER	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D
Retard moyen (trains en retard uniquement)	1,65	2,96	1,97	3,64
% des trains]...-0]	57%	64%	65%	72%
% des trains]0-5]	30%	16%	18%	18%
% des trains]5-10]	6%	9%	7%	4%
% des trains]10-...[7%	11%	10%	6%
Retard Min	-3	-21	-13	-21
Retard Max	154	194	204	324
P90	5	7	4	8
P95	9	16	7	16
P98	14	29	17	30

TAGV	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D
Retard moyen (trains en retard uniquement)	5,45	4,61	3,50	5,17
% des trains]...-0]	64%	87%	91%	77%
% des trains]0-5]	20%	8%	6%	19%
% des trains]5-10]	5%	3%	1%	2%
% des trains]10-...[11%	2%	2%	2%
Retard Min	-4	-13	-9	-8
Retard Max	303	226	335	353
P90	12	12	7	13
P95	26	24	15	24
P98	50	39	39	50

Hypothèse d'un gain uniforme de 1 min

On suppose dans un premier temps que tous les trains voient leur retard réduit d'1 minute. Il s'agit donc d'une simple translation de la courbe de distribution des retards.

Gain en min/voy.	TER	TER	TER	TER	TAGV	TAGV	TAGV	TAGV
	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D
Minutes perdues ([6-...])	0,2	0,2	0,1	0,3	0,3	0,3	0,2	0,3
Méthode TCI	1,4	1,5	0,8	1,6	3,6	3,0	1,4	1,7
<i>Ratio TCI / Min. perdues</i>	8	7	7	6	12	10	7	6
Modèle 2	3,2	3,1	2,0	4,4	4,0	4,4	2,9	3,7
<i>Ratio Mod. 2/ Min perdues</i>	17	15	16	16	13	14	15	14

Rang suivant les méthodes	TER	TER	TER	TER	TAGV	TAGV	TAGV	TAGV
	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D
Minutes perdues ([6-...])	7	5	8	3	1	2	6	4
Méthode TCI	6	5	8	4	1	2	7	3
Modèle 2	5	6	8	1	3	2	7	4

On suppose ensuite qu'on répète la même opération. Les tableaux suivant présentent donc le résultat d'un gain uniforme de 1 min sur la courbe de distribution déjà améliorée de 1 min.

Gain en min/voy.	TER	TER	TER	TER	TAGV	TAGV	TAGV	TAGV
	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D
Minutes perdues ([6-...])	0,2	0,2	0,1	0,2	0,3	0,3	0,2	0,2
Méthode TCI	1,1	1,1	0,5	1,5	3,2	1,9	1,2	1,4
<i>Ratio TCI / Min. perdues</i>	7	6	5	7	11	7	7	6
Modèle 2	2,7	3,0	1,4	3,4	3,4	3,8	2,0	2,6
<i>Ratio Mod. 2/ Min perdues</i>	18	16	15	15	12	14	12	12

Rang suivant les méthodes	TER	TER	TER	TER	TAGV	TAGV	TAGV	TAGV
	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D
Minutes perdues ([6-...])	7	5	8	4	1	2	6	3
Méthode TCI	7	6	8	3	1	2	5	4
Modèle 2	5	4	8	3	2	1	7	6

Ecart absolu et relatif	TER	TER	TER	TER	TAGV	TAGV	TAGV	TAGV
	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D
Minutes perdues ([6-...])	- 0,03	- 0,02	- 0,03	- 0,06	- 0,02	- 0,04	- 0,04	- 0,04
	84%	91%	77%	80%	94%	88%	80%	84%
Méthode TCI	- 0,35	- 0,34	- 0,31	- 0,03	- 0,45	- 1,07	- 0,22	- 0,23
	75%	77%	62%	98%	88%	64%	84%	86%
Modèle 2	- 0,48	- 0,12	- 0,56	- 1,05	- 0,56	- 0,60	- 0,93	- 1,01
	85%	96%	72%	76%	86%	86%	68%	72%

Les résultats de la première translation appellent les commentaires suivants :

- La valorisation par la méthode TCI conduit à une valorisation 6 à 12 fois plus importante que la minute perdue, et le modèle 2 conduit à une valorisation 13 à 17 fois supérieure ;
- Les trois méthodes induisent des hiérarchies différentes y compris pour les deux méthodes issues de la même étude (ex. du cas de Projet A) ;

- La valorisation par le modèle 2 est sauf cas particulier significativement plus élevée que la méthode TCI (une des explications est que la méthode TCI n'est pas appliquée aux retards de 6 à 10 min à l'inverse du modèle 2).

On notera ainsi que les méthodes TCI et modèle 2 conduisent à un résultat en général notablement plus élevé que le gain qui résulterait de l'amélioration de 1 min des temps de déplacement. Autrement dit, afficher un temps de déplacement dégradé de 1 min pour tous les voyageurs pour améliorer la régularité apparaîtrait avec ces méthodes comme une opération créatrice de valeur pour les usagers.

La comparaison des résultats entre la première et la seconde translation fait ressortir que :

- Toutes les méthodes ici conduisent à un gain moindre dans le second cas que dans le premier, ce qui est conforme à la logique.
- Les deux méthodes issues de l'étude RFF donnent des résultats sensiblement différents en valeur relative faisant apparaître les effets de seuil.
- Les écarts en valeurs absolue sont dans les mêmes ordres de grandeur pour ces deux méthodes. Dans certains cas, cet écart atteint 1 min. Si on estime que la fiabilité de la mesure de l'irrégularité est de l'ordre de la minute – autrement dit qu'on ne sait pas dire avec certitude si on part de la première ou de la seconde courbe, alors l'impact de cette incertitude est lourd en terme de valorisation.

Hypothèse d'une réduction de 10% des minutes perdues

On suppose maintenant qu'on réduit de 10% le nombre de minutes perdues, en réduisant uniformément de 10% le poids de chaque classe de retard.

Gain en min/voy.	TER	TER	TER	TER	TAGV	TAGV	TAGV	TAGV
	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D
Minutes perdues ([6-...])	0,1	0,2	0,1	0,3	0,5	0,4	0,3	0,4
Méthode TCI	0,9	1,8	0,8	1,9	3,0	2,9	1,7	2,9
<i>Ratio TCI / Min. perdues</i>	7	7	7	7	6	7	6	6
Modèle 2	1,9	2,8	1,5	3,3	5,2	4,5	2,9	4,4
<i>Ratio Mod. 2/ Min perdues</i>	14	12	11	12	11	11	10	10

Rang suivant les méthodes	TER	TER	TER	TER	TAGV	TAGV	TAGV	TAGV
	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D
Minutes perdues ([6-...])	7	6	8	5	1	3	4	2
Méthode TCI	7	5	8	4	1	2	6	3
Modèle 2	7	6	8	4	1	2	5	3

Sur cet exemple, on notera que :

- Les gains calculés par la méthode TCI sont 6 à 7 fois plus élevés que les minutes perdues, les ratios sont ici plus homogènes que dans l'exemple précédent ;
- Les gains calculés par le modèle 2 sont 10 à 14 fois plus élevés que les minutes perdues, soit des ratios notablement plus faibles que dans le cas précédent.
- Comme précédemment, les hiérarchies sont légèrement modifiées suivant les méthodes.

Hypothèse d'une suppression des grands retards (> 30 min)

On suppose pour établir la nouvelle distribution, que tous les trains qui avaient un retard supérieur à 30 min sont désormais à l'heure.

Gain en min/voy.	TER	TER	TER	TER	TAGV	TAGV	TAGV	TAGV
	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D
Minutes perdues ([6-...])	0,4	1,0	0,6	1,1	2,8	1,8	1,7	2,7
Méthode TCI	1,8	4,7	2,5	4,9	10,6	7,4	6,0	9,7

<i>Ratio TCI / Min. perdues</i>	5	5	4	5	4	4	3	4
Modèle 2	2,9	7,5	4,4	7,9	18,5	12,5	11,2	17,4
<i>Ratio Mod. 2/ Min perdues</i>	7	7	7	7	6	7	7	7

Rang suivant les méthodes	TER	TER	TER	TER	TAGV	TAGV	TAGV	TAGV
	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D
Minutes perdues ([6-...])	8	6	7	5	1	3	4	2
Méthode TCI	8	6	7	5	1	3	4	2
Modèle 2	8	6	7	5	1	3	4	2

Sur cet exemple :

- Les trois méthodes donnent la même hiérarchisation ;
- Les ratios par rapport aux minutes perdues présentent moins de disparités entre TCI et modèle 2 et sont significativement moins élevés que dans les cas précédents. Ce résultat est contre-intuitif car les modèles issus de l'étude RFF valorisent en principe plus fortement les plus grands retards. Ceci s'explique par le fait que les grands retards peuvent être ici bien supérieurs aux retards maximaux considérés dans l'étude RFF (avec des retards qui peuvent avoisiner les 6 heures).

Hypothèse d'une réduction de différenciée des grands et petits retards

On teste ici un cas composite constitué :

- D'une réduction de 5 min des retards de plus de 25 minutes (translation de la courbe) ;
- D'une réduction de 5% de chaque classe de retard entre 1 et 25 minutes.

Gain en min/voy.	TER	TER	TER	TER	TAGV	TAGV	TAGV	TAGV
	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D
Minutes perdues ([6-...])	0,1	0,2	0,1	0,2	0,4	0,3	0,2	0,3
Méthode TCI	0,4	0,7	0,3	0,7	1,0	1,1	0,6	0,9
<i>Ratio TCI / Min. perdues</i>	4	3	3	3	3	3	3	3
Modèle 2	1,1	1,7	0,8	1,9	2,8	2,6	1,7	2,4
<i>Ratio Mod. 2/ Min perdues</i>	12	9	8	9	8	8	8	7

Rang suivant les méthodes	TER	TER	TER	TER	TAGV	TAGV	TAGV	TAGV
	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D
Minutes perdues ([6-...])	8	6	7	5	1	3	4	2
Méthode TCI	7	5	8	4	2	1	6	3
Modèle 2	7	6	8	4	1	2	5	3

Sur cet exemple, on notera que :

- Les hiérarchies varient suivant les trois méthodes
- Les ratios sont assez proches du cas précédent à l'exception du cas du TER pour Projet A.

Hypothèse d'une disparition de tous les retards de plus de 5 min

Ce test permet d'apprécier la valorisation maximale qu'on pourrait associer à la régularité. Il consiste à considérer que tous les trains arrivent désormais à l'heure.

Gain en min/voy.	TER	TER	TER	TER	TAGV	TAGV	TAGV	TAGV
	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D
Minutes perdues ([6-...])	1,3	2,4	1,3	2,7	4,9	4,0	2,9	4,5
Méthode TCI	9,1	17,9	8,3	18,9	30,4	29,2	17,4	28,6
<i>Ratio TCI / Min. perdues</i>	7	7	7	7	6	7	6	6

Modèle 2	18,6	28,2	14,6	32,6	51,7	44,9	28,8	43,6
<i>Ratio Mod. 2/ Min perdues</i>	<i>14</i>	<i>12</i>	<i>11</i>	<i>12</i>	<i>11</i>	<i>11</i>	<i>10</i>	<i>10</i>

Rang suivant les méthodes	TER	TER	TER	TER	TAGV	TAGV	TAGV	TAGV
	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D
Minutes perdues ([6-...])	7	6	8	5	1	3	4	2
Méthode TCI	7	5	8	4	1	2	6	3
Modèle 2	7	6	8	4	1	2	5	3

Les constats sont les suivants :

- Les ratios par rapport aux minutes perdues se situent autour de 7 pour la méthode TCI, 10 à 14 pour le modèle 2.
- La valorisation associée selon les méthodes TCI et modèle 2 se situe entre 8 et 33 min pour le TER, 17 et 52 min pour le TAGV pour un gain de retard moyen de moins de 5 minutes.

Approfondissements des résultats

Les annexes détaillent les résultats obtenus pour les méthodes suivantes :

- Minutes perdues à partir de 5 min
- Ensemble des minutes perdues
- Méthode TCI sans prise en compte des petits retards
- Méthode TCI avec prise en compte des petits retards
- Modèle 2 appliqué à des classes construite à partir du retard servant à l'estimation ([5-10], [10-25]...)
- Modèle 2 appliqué aux classes centrées sur le retard servant à l'estimation, à partir de 1 min ([1-7],[8-22]...)
- Modèle 2 appliqué aux classes centrées sur le retard servant à l'estimation, en excluant la catégorie [1-5].

Gain en min/voy.	TER	TER	TER	TER	TAGV	TAGV	TAGV	TAGV
	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D
Réduction uniforme de 1 min des retards								
Minutes perdues ([6-...])	0,18	0,21	0,12	0,28	0,31	0,31	0,20	0,27
Minutes perdues [0-...]	0,26	0,36	0,41	0,59	0,47	0,42	0,40	0,48
Méthode TCI hors petits retards	1,41	1,46	0,80	1,56	3,60	3,00	1,40	1,67
Méthode TCI avec petits retards	1,48	1,61	1,10	1,87	3,77	3,12	1,60	1,89
Modèle 2 [5-10], etc	2,69	2,74	1,68	3,79	3,67	3,83	2,65	3,11
Modèle 2 [1-7], etc	10,30	12,16	21,16	22,71	16,17	10,41	16,50	16,85
Modèle 2 [6-7], etc	3,17	3,10	1,95	4,41	3,99	4,41	2,90	3,66
Réduction uniforme de 1 min des retards à partir de la courbe déjà décalée de 1 min								
Minutes perdues ([6-...])	0,15	0,19	0,09	0,22	0,29	0,27	0,16	0,22
Minutes perdues [0-...]	0,19	0,27	0,26	0,43	0,36	0,35	0,28	0,36
Méthode TCI (hors petits retards)	1,05	1,12	0,50	1,53	3,15	1,93	1,18	1,44
Méthode TCI avec petits retards	1,09	1,21	0,66	1,74	3,22	2,02	1,30	1,58
Modèle 2 [5-10], etc	2,32	2,55	1,14	2,99	3,77	3,17	1,97	2,37
Modèle 2 [1-7], etc	5,93	7,71	12,66	15,63	8,70	7,46	9,73	10,58
Modèle 2 [6-7], etc	2,69	2,98	1,40	3,37	3,43	3,81	1,97	2,65
Réduction uniforme de 10% des retards								
Minutes perdues ([6-...])	0,13	0,24	0,13	0,27	0,49	0,40	0,29	0,45

Minutes perdues [0-...[0,17	0,30	0,20	0,36	0,55	0,46	0,35	0,52
Méthode TCI hors petits retards	0,91	1,79	0,83	1,89	3,04	2,92	1,74	2,86
Méthode TCI avec petits retards	0,95	1,85	0,90	1,99	3,09	2,97	1,80	2,93
Modèle 2]5-10], etc	1,64	2,54	1,30	2,91	4,64	4,02	2,61	3,98
Modèle 2]1-7], etc	4,00	5,80	5,98	8,93	8,45	7,39	6,55	8,32
Modèle 2]6-7], etc	1,86	2,82	1,46	3,26	5,17	4,49	2,88	4,36

Gain en min/voy.	TER	TER	TER	TER	TAGV	TAGV	TAGV	TAGV
	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D	PROJET A	PROJET B	PROJET C	PROJET D
Suppression de tous les retards supérieurs à 30 min								
Minutes perdues ([6-...])	0,39	1,02	0,63	1,08	2,85	1,83	1,73	2,66
Minutes perdues [0-...]	1,59	2,91	1,94	3,56	5,36	4,53	3,45	5,11
Méthode TCI hors petits retards	1,76	4,66	2,51	4,88	10,59	7,41	6,03	9,65
Méthode TCI avec petits retards	1,76	4,66	2,51	4,88	10,59	7,41	6,03	9,65
Modèle 2 [5-10], etc	2,64	6,95	3,98	7,26	17,52	11,50	10,33	16,13
Modèle 2 [1-7], etc	2,90	7,55	4,36	7,90	18,50	12,50	11,24	17,39
Modèle 2 [6-7], etc	2,90	7,55	4,36	7,90	18,50	12,50	11,24	17,39
Diminution de 5 min des retards de plus de 25 min et de 5% des retards [1-25]								
Minutes perdues ([6-...])	0,09	0,20	0,09	0,21	0,36	0,32	0,21	0,33
Minutes perdues [0-...]	1,65	2,96	1,97	3,64	5,45	4,61	3,50	5,17
Méthode TCI hors petits retards	0,37	0,66	0,29	0,70	0,99	1,09	0,57	0,95
Méthode TCI avec petits retards	0,39	0,69	0,32	0,75	1,02	1,12	0,60	0,98
Modèle 2 [5-10], etc	1,09	1,72	0,72	1,89	3,09	2,59	1,66	2,55
Modèle 2 [1-7], etc	2,14	3,20	3,04	4,73	4,44	4,01	3,58	4,42
Modèle 2 [6-7], etc	1,07	1,72	0,78	1,89	2,80	2,56	1,75	2,44
Suppression de tous les retards supérieurs à 5 min								
Minutes perdues ([6-...])	1,29	2,43	1,28	2,66	4,92	4,03	2,90	4,49
Minutes perdues [0-...]	1,65	2,96	1,97	3,64	5,45	4,61	3,50	5,17
Méthode TCI hors petits retards	9,14	17,92	8,30	18,89	30,41	29,16	17,36	28,61
Méthode TCI avec petits retards	9,14	17,92	8,30	18,89	30,41	29,16	17,36	28,61
Modèle 2 [5-10], etc	16,37	25,43	13,01	29,11	46,39	40,18	26,12	39,83
Modèle 2 [1-7], etc	18,64	28,25	14,56	32,57	51,74	44,90	28,80	43,58
Modèle 2 [6-7], etc	18,64	28,25	14,56	32,57	51,74	44,90	28,80	43,58

Annexe 5. Comparaison des niveaux de valorisation de la fiabilité par les différentes méthodes : calculs de ratios sur la base de données routières

L'analyse présentée ici consiste à comparer les niveaux de valorisation des différentes méthodes, sur l'ensemble de la base de données routières disponible (issues des données de comptage routiers en Ile-de-France) afin de calculer des ratios « équivalents » entre les différentes méthodes.

Bien que des ratios moyens permettant d'estimer en moyenne la variation de niveau de valorisation entre les méthodes pour un même projet soient présentés ci-dessous, les parties précédentes ont bien montré que, selon la forme des distributions, les valorisations de la fiabilité données par les différentes méthodes ne sont jamais strictement comparables ni équivalentes ce qui limite largement la portée des ratios proposés, notamment pour la mise en cohérence des méthodes en termes de niveau de valorisation de la fiabilité.

Les ratios sont calculés dans un premier temps pour chacune des méthodes par rapport à la méthode des variations compensatoires avec fonction CRRA, puis rapport à la méthode moyenne-écart-type. Le détail des estimations est présenté en Annexe 5. Le tableau ci-dessous indique les ratios valorisation de la fiabilité par la méthode analysée/ valorisation de la fiabilité par la méthode CRRA.

Les valeurs indiquées en rouge correspondent aux données de gains de fiabilité strictement positifs afin de limiter notamment les effets de seuil liés aux valeurs :

- nulles pour les méthodes basées sur la ponctualité (99% des données) ;
- négatives pour la méthode P90-moyenne, où la moyenne peut être supérieure au P90 (2% des données).

Tableau 20 : Synthèse des ratios moyen de niveau de valorisation de la fiabilité entre les méthodes

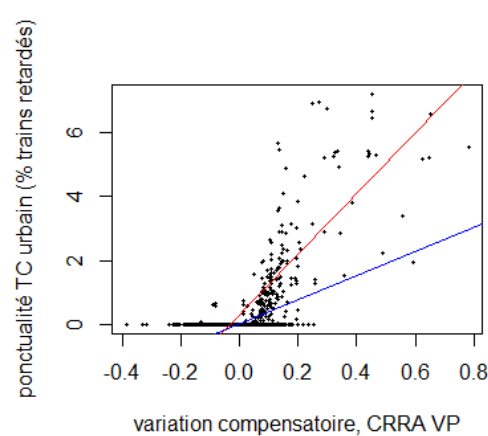
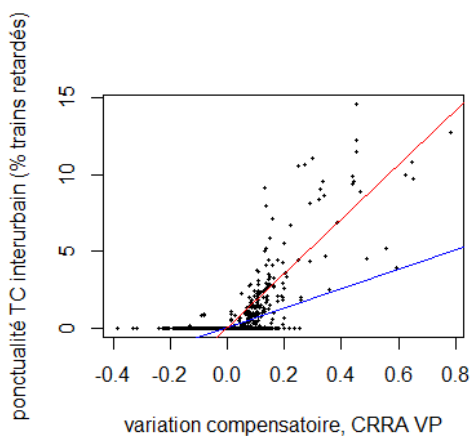
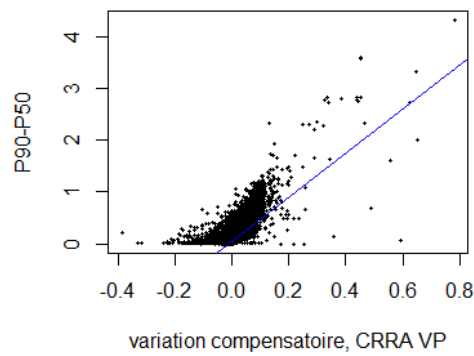
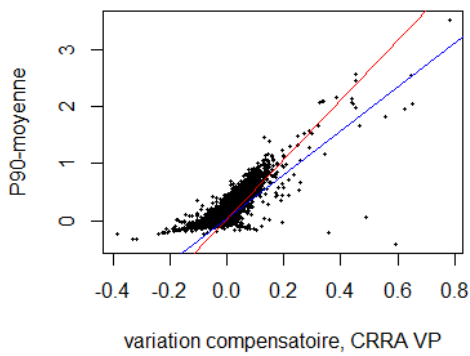
	Ratio par rapport à la méthode des variations compensatoire VP (R ²)	Ratio par rapport à la méthode moyenne écart-type (R ²)
variation compensatoire	1	0.7*0.34 cf. partie 5.4
moyenne écart-type	1/(0.7*0.34) cf. partie 5.4	1
P90-P50	4.26 (0.43) 6.84 (0.70)	1.07 (0.49)
P90-moyenne	3.84 (0.56) 5.21 (0.61)	0.73 (0.37) 1.2 (0.72)
moyenne retard	3.7 (0.45)	0.97 (0.57)
TCI (% trains retardés)	6.35 (0.28) 17.73 (0.62)	1.00 (0.13) 8.5 (0.52)
TCU (STIF) (% trains retardés)	3.80 (0.27) 9.54 (0.54)	0.62 (0.13) 4.63 (0.47)

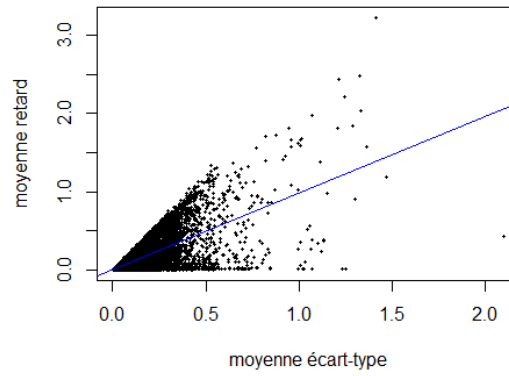
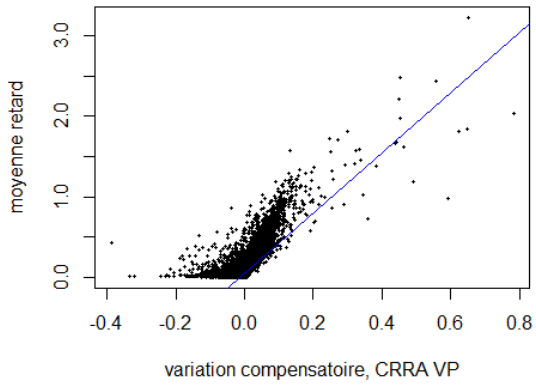
Si l'on prend en niveau de valorisation de référence la méthode des variations compensatoires avec CRRA ou la méthode moyenne-écart type avec un ratio de 0.8, les coefficients à appliquer pour rendre les ordres de gardeur des différentes méthodes cohérents, sur la base de distributions **routières**, sont indiqués dans le tableau ci-dessous.

Les niveaux de valorisation des TC sont déduits des niveaux de valorisation VP avec un coefficient de *1.088 tiré des estimations de MIMETTIC (il s'agit du ratio entre le ratio de fiabilité TC et le ratio de fiabilité VP dans les estimations avec la méthodes moyenne-écart-type).

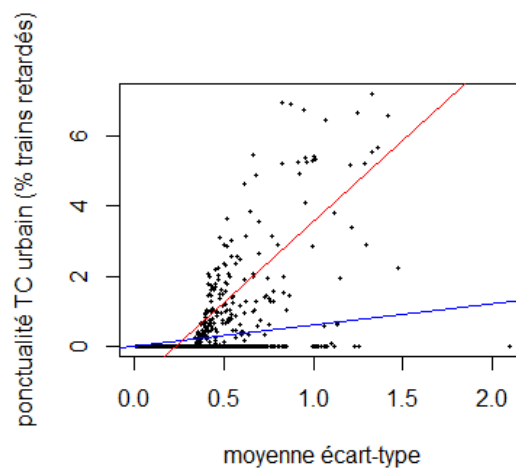
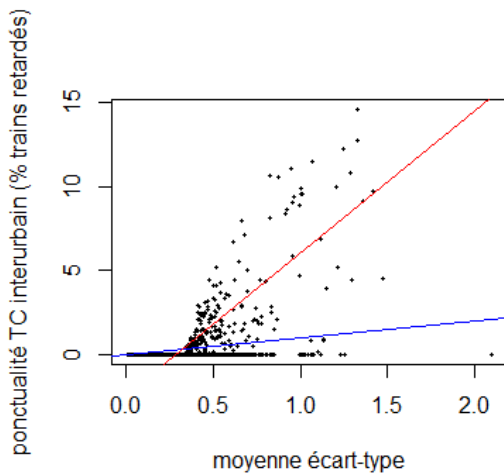
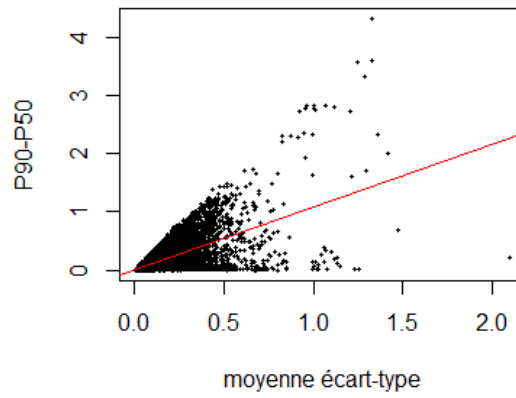
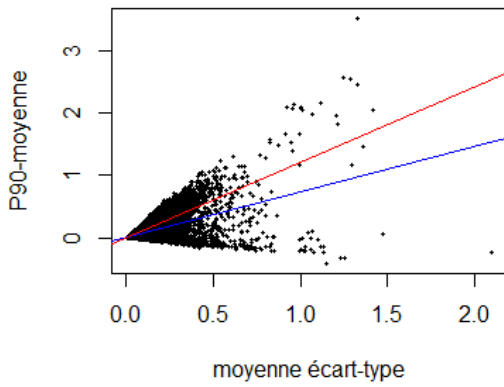
Méthode : formule	Méthode de référence	Valorisation : RR pour les VP	Valorisation : RR pour les TC
$\sigma * RR * VdT$	Variation compensatoire VP, CRRRA	0.34	0.37
	$\sigma * 0.8 * VdT$	0.8	0.87
$(P90 - P50) * RR * VdT$	Variation compensatoire VP, CRRRA	0.25 à 0.40	0.27 à 0.44
	$\sigma * 0.8 * VdT$	0.9	0.98
$(P90 - \mu) * RR * VdT$	Variation compensatoire VP, CRRRA	0.3	0.33
	$\sigma * 0.8 * VdT$	1	1.1
$(moyenne\ des\ retards) * RR * VdT$	Variation compensatoire VP, CRRRA	0.27 à 0.44	0.29 à 0.48
	$\sigma * 0.8 * VdT$	1.03	1.12

Valorisation de la fiabilité par chaque méthode par rapport à la méthode CRRRA (en €/usager)





Valorisation de la fiabilité par chaque méthode par rapport à la méthode moyenne – écart type (en €/usager)



Annexe 6. Approfondissements des tests de la méthode de la variation compensatoire

L'application de la méthode des variations compensatoires réalisée dans les parties précédentes était assez sommaire. Deux approfondissements sont présentés ici :

- la question de l'additivité des gains de temps (en moyenne) et des gains de fiabilité (à moyenne identique) ;
- l'effet du choix horaire sur la variation compensatoire.

Additivité des gains de temps et de fiabilité avec la méthode des variations compensatoires

Dans cette partie, il s'agit de comparer, sur un ensemble de couples de distributions :

- cas 1 : le calcul de la somme de :
 - la variation des variations compensatoires entre chacune de ces deux distributions et la distribution déterministe de même moyenne,
 - la variation des moyennes.
- cas 2 : le calcul de la variation compensatoire entre deux distributions de temps de déplacement non déterministes ;

L'enjeu pratique est un enjeu calculatoire. Dans le premier cas, il s'agit de résoudre numériquement une équation (équation 8) tandis que dans le deuxième cas une solution explicite de calcul de la variation compensatoire existe (équation 7).

Calcul des variations compensatoires (de Palma, Picard, Dantan)

Soient 2 distributions A et B des temps de trajet avec :

- des densités de probabilités f^A et f^B
- des moyennes respectives $\mu^A \equiv \int_0^{+\infty} tt.f^A(tt)dt$ et $\mu^B \equiv \int_0^{+\infty} tt.f^B(tt)dt$

Soit $U(\cdot)$ l'utilité d'un individu.

Variation compensatoire de A:

On définit comme la variation compensatoire de A, CV_A , telle qu'un individu est indifférent entre :

- la distribution A des temps de trajets augmentés de CV
- un temps de trajet certain égal à sa moyenne μ^A

$$U(CV_A + \mu^A) = \int_0^{+\infty} U(tt) f^A(tt) dt \quad (\text{équation 7})$$

$$\Leftrightarrow CV_A = U^{-1}\left(\int_0^{+\infty} U(tt) f^A(tt) dt\right) - \mu^A$$

Variation compensatoire de A vers B :

On définit la variation compensatoire de A, CV_{AB} , telle qu'un individu est indifférent entre :

- la distribution A des temps de trajets augmentés de CV_{AB}
- la distribution B des temps de trajets

$$\int_0^{+\infty} U(CV_{AB} + tt) f^A(tt) dt = \int_0^{+\infty} U(tt) f^B(tt) dt \quad (\text{équation 8})$$

Si $U(\cdot)$ est une fonction CARA $U(tt, \theta) = \frac{1 - e^{-\theta \cdot tt}}{\theta}$, $\theta \neq 0$ alors la variation compensatoire de A et la variation compensatoire de A vers B valent respectivement :

- $CV_A = \frac{1}{\theta} \cdot \log \left(\int_0^{+\infty} e^{t\theta} \cdot f^A(t) dt \right) - \mu^A$
- $CV_{AB} = \frac{1}{\theta} \cdot \log \left(\int_0^{+\infty} e^{t\theta} \cdot f^B(t) dt \right) - \frac{1}{\theta} \cdot \log \left(\int_0^{+\infty} e^{t\theta} \cdot f^A(t) dt \right)$

Si $U(\cdot)$ est une fonction CRRA $U(t, \theta) = -\frac{t^{1+\theta}}{1+\theta}$, $\theta \neq -1$ alors la variation compensatoire de A vaut :

- $CV_A = \left(\int_0^{+\infty} t^{1+\theta} f^A(t) dt \right)^{\frac{1}{1+\theta}} - \mu^A$

Il n'existe pas de formule analytique de CV_{AB} dans le cas d'une CRRA. On note toutefois que pour une aversion au risque nulle ($\theta = 0$), la variation compensatoire CV_{AB} est égale à la somme de la différence des variations compensatoires ($CV_B - CV_A$) et de la différence des temps moyens de trajets ($\mu_B - \mu_A$).

Il s'agira de vérifier que cette expression peut être utilisée comme approximation pour d'autres valeurs de θ , c'est-à-dire de vérifier l'approximation suivante, pour deux distributions A et B de densité de probabilités f^A et f^B et de moyennes respectives μ^A et μ^B :

$$CV_B - CV_A + (\mu^B - \mu^A) \approx CV_{AB} :$$

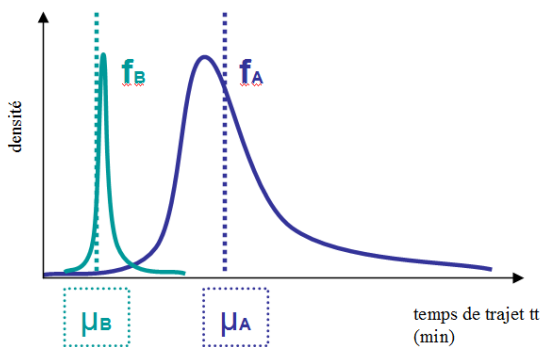


Figure 38: Exemples de distributions A et B de temps de trajet

Autrement dit, il s'agit de vérifier, si :

$$\underbrace{\left[\left(\int_0^{+\infty} t^{1+\theta} f^B(t) dt \right)^{\frac{1}{1+\theta}} - \mu^B \right] - \left[\left(\int_0^{+\infty} t^{1+\theta} f^A(t) dt \right)^{\frac{1}{1+\theta}} - \mu^A \right]}_{\text{Variation des coûts de fiabilité entre A et B}} + \underbrace{(\mu^B - \mu^A)}_{\text{Gains de temps classiques}} \approx CV_{AB}$$

Variation compensatoire entre les distributions A et B

avec CV_{AB} tel que $\int_0^{+\infty} (t + CV_{AB})^{1+\theta} f^A(t) dt = \int_0^{+\infty} t^{1+\theta} f^B(t) dt$

Les deux termes de cette équation sont calculés pour les couples de distributions deux à deux présentés dans la figure suivante (Figure 39), pour lesquelles les moyennes et la fiabilité varient :

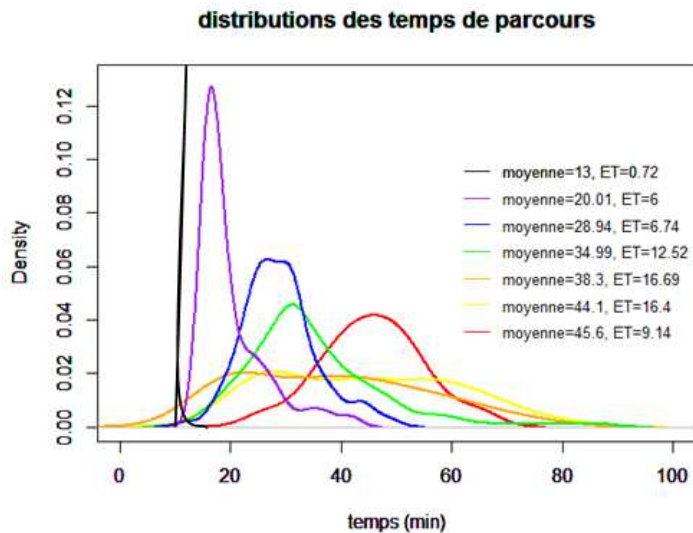


Figure 39 : Distributions des temps de déplacement

Les deux calculs sont équivalents comme le montrent les graphiques ci-dessous : les points en bleu représentent le calcul de la somme des gains de fiabilité à moyenne conservée et des gains de temps ($CV_A - CV_B + (\mu^A - \mu^B)$) en fonction de (l'opposé de) la variation compensatoire entre les deux distributions calculée directement CV_{AB} . La corrélation entre ces deux calculs est très bonne avec un R^2 de plus de 0.99.

Les gains de temps (en vert) et les gains de fiabilité à moyenne conservée (en rouge) sont en outre représentés en fonction de la variation compensatoire CV_{AB} et montrent notamment la part importante de gains de temps par rapport aux gains de fiabilité dans les couples de distributions considérés.

La variation compensatoire d'une distribution A vers une distribution B peut donc être approchée par la somme des différences de variations compensatoires déterministes de A et B et des différences de temps moyens. Cette approximation s'explique par la quasi-linéarité de la fonction CRRA lorsque l'aversion au risque θ prend des valeurs faibles. Plus l'aversion au risque est faible, plus cette approximation est donc bonne.

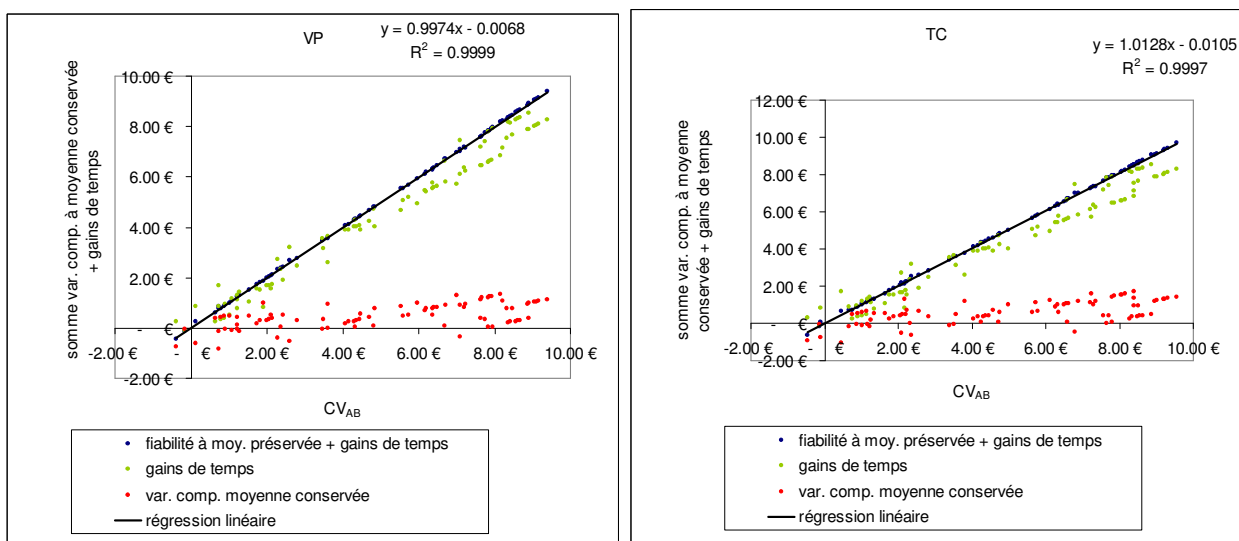


Figure 40. Additivité des gains de temps moyens et des gains de fiabilité en appliquant la méthode des variations compensatoires

Annexe 7. Calibrage de l'aversion au risque à partir des données d'enquêtes déplacements

Afin de prendre en compte l'hétérogénéité des préférences dans le calcul des gains de fiabilité par la variation compensatoire, pour une population donnée, il est nécessaire de construire une distribution de l'aversion au risque dans cette population. La construction de cette distribution peut être réalisée grâce à des données d'enquête, plus ou moins précisément selon les caractéristiques individuelles disponibles.

Ainsi, alors que pour une enquête Enquête Ménages et Déplacements (EMD), le mode de transport, le sexe, la catégorie socio-professionnelle et le motif de déplacements sont généralement renseignés, pour les projets périurbains (par exemple un contournement d'agglomération), les données utilisées ne comprendront que le mode et éventuellement le motif avec pour seules catégories « domicile-travail » et « autre ».

Plus les données disponibles sont détaillées, plus elles permettent de reconstituer fidèlement la distribution des aversions au risque dans une population à partir des coefficients suivants.

Tableau 21: Coefficient pour construction d'une distribution de l'aversion au risque

caractéristiques	coef
σ^{PC}	0,7005
σ^{PT}	0,5321
μ^{PC}	1,1506
$\mu^{PT}-\mu^{PC}$	0,2579
θ^{PC}	-2,2913
θ^{PT}	-2,4507
Homme, reference	-
Femme	0,1356
Motif="domicile vers travail/ études", ref	-
*(CSP="indépendant/agriculteur")	-0,0185
*(CSP="cadre")	-0,1511
*(CSP="employé/ouvrier"), reference	-
*(CSP="aucune") (étudiant,chômeur)	-0,3912
Motif="visite à quelqu'un"	-0,3176
Motif ="rendez-vous"	-0,2034
Motif ="sport, loisir"	-0,1918
Motif ="courses, retour au domicile"	-0,4828

Pour un mode m et un profil $X_i=(\text{sexe}, \text{csp}, \text{motif})$ donné, la combinaison linéaire $\mu^m + X_i\beta$ peut être calculée à partir des coefficients du Tableau 21. Une fois cette combinaison linéaire calculée, il convient de tirer au hasard X valeurs du résidu ε (environ une centaine) pour chaque profil d'individus suivant une distribution normale de moyenne nulle et d'écart-type 1. Pour chacune des valeurs tirées de ε , il est alors possible de calculer une valeur de l'aversion au risque θ suivant la formule suivante.

$$\log(\theta + \underline{\theta}^m) = X_i \cdot \beta + \mu^m + \sigma^m \cdot \varepsilon_i$$

$$\Leftrightarrow \theta = \underline{\theta}^m + e^{X_i \cdot \beta + \mu^m} \times e^{\sigma^m \cdot \varepsilon_i}$$

où les termes σ^m et $\underline{\theta}^m$ se trouvent également dans le Tableau 21.

On obtient ainsi pour chaque profil, X valeurs possibles de l'aversion au risque que l'on peut pondérer par le poids du profil concerné. De la distribution de l'aversion au risque ainsi constituée, on peut alors déduire une distribution des gains de fiabilité pour un projet donné par la méthode de la variation compensatoire.

En l'absence d'outil de tirage aléatoire, il est également possible de ne calculer pour chaque profil que la valeur moyenne de l'aversion au risque à partir de la formule : $\exp\left[\frac{1}{2} \cdot (\sigma^m)^2 + X_i \cdot \beta + \mu^m\right] + \underline{\theta}^m$ et de déduire le gain de fiabilité associée à cette valeur. On obtient ainsi une distribution moins précise de l'aversion au risque et des gains de fiabilité avec autant de valeurs que de profils.

Motifs de déplacement EMD	Equivalent dans Tableau 21
Travailler sur le lieu d'emploi déclaré.	"domicile vers travail" (référence)
Travailler sur un autre lieu – télétravail.	
Travailler sur un autre lieu hors télétravail	
Travailler sur un autre lieu sans distinction	
Étudier sur le lieu d'études déclaré (école maternelle et primaire).	
Étudier sur le lieu d'études déclaré (collège).	
Étudier sur le lieu d'études déclaré (lycée).	
Étudier sur le lieu d'études déclaré (collège ou lycée).	
personne accompagnée	
Étudier sur le lieu d'études déclaré (universités et grandes écoles).	
Étudier sur un autre lieu (école maternelle et primaire).	
Étudier sur un autre lieu (collège).	
Étudier sur un autre lieu (lycée).	
Étudier sur un autre lieu (collège ou lycée).	
Étudier sur un autre lieu (universités et grandes écoles).	
Rechercher un emploi.	
Réaliser une tournée professionnelle.	
Tournée de magasin sans achat	"courses, retour au domicile"
Autres motifs (préciser).	
Domicile (se rendre à).	
Résidence secondaire, logement occasionnel, hôtel, autre domicile (se rendre à).	
Visite d'un magasin, d'un centre commercial ou d'un marché de plein vent sans effectuer d'achat	
Réaliser plusieurs motifs en centre commercial.	
Faire des achats en grand magasin, supermarché, hypermarché et leurs galeries marchandes.	
Faire des achats en petit et moyen commerce.	
Faire des achats en marché couvert et de plein vent.	
Faire des achats dans un magasin "drive"	
Faire des achats sans précision (motif personne accompagnée)	"sport, loisir"
Participer à des loisirs, des activités sportives, culturelles ou associatives	
Faire une promenade, du « lèche-vitrines », prendre une leçon de conduite.	
Se restaurer hors du domicile.	"visite à quelqu'un"
Visiter des parents ou des amis.	
Recevoir des soins (santé).	"rendez-vous"
Faire une démarche autre que rechercher un emploi.	
Accompagner quelqu'un (personne présente).	
Aller chercher quelqu'un (personne présente).	
Accompagner quelqu'un (personne absente).	
Aller chercher quelqu'un (personne absente).	
Accompagner quelqu'un ou déposer quelqu'un à un mode de transport	
Aller chercher quelqu'un ou récupérer quelqu'un à un mode de transport	
Déposer une personne à un mode de transport (personne présente).	
Reprendre une personne à un mode de transport (personne présente).	
Déposer d'une personne à un mode de transport (personne absente).	
Reprendre une personne à un mode de transport (personne absente).	

Enfin, en l'absence de détail sur la composition de la population considérée, seul le mode de transport peut être pris en compte. Les coefficients du Tableau 22 peuvent alors être utilisés pour construire une distribution de l'aversion au risque par mode à l'aide de tirage aléatoire.

Tableau 22: Coefficients pour construction d'une distribution de l'aversion au risque sans caractéristiques

Caractéristiques	coef
σ^{PC}	0,5153
σ^{PT}	0,3748
μ^{PC}	1,3388
$\mu^{PT} - \mu^{PC}$	0,3723
θ^{PC}	-3,0166
θ^{PT}	-3,7893

Comme précédemment, en l'absence d'outils de tirage aléatoire, il est possible de calculer une valeur moyenne de l'aversion au risque par mode et d'en déduire le gain de fiabilité. En considérant les coefficients du Tableau 22, ces valeurs moyennes seront :

- En voiture : $\exp\left(\frac{1}{2} \cdot (0.5153)^2 + 0 + 1.3388\right) - 3.0166 = 1.3394$
- En transports en commun : $\exp\left(\frac{1}{2} \cdot (0.3748)^2 + 0.3723 + 1.3388\right) - 3.7893 = 2.1484$

Cette dernière solution ne permet pas de prendre en compte correctement l'hétérogénéité des préférences.

Annexe 8. Etude empirique à partir de données de comptages routiers en Ile-de-France

Afin de pouvoir projeter simplement les indicateurs de fiabilité sans utiliser de modèle dynamique de trafic, trop coûteux pour certains projets, notamment à périmètre large, une étude a été menée sur des données de comptage en Ile-de-France.

L'objectif est de trouver une relation simple entre indicateurs de fiabilité, caractéristiques de la route et débit.

Données utilisées

L'analyse a été menée sur le réseau routier national d'Ile-de-France. Le réseau structurant en Ile-de-France est composé majoritairement d'un réseau national non concédé, essentiellement des voies rapides urbaines à caractéristiques autoroutières, et d'un réseau concédé composé d'autoroutes. Un maillage de stations de comptage a été mis en place à partir de 1990 : le Système d'Information pour un Réseau Intelligible aux USagers (SIRIUS). Ce dernier permet de disposer des données de trafic et de calculer des temps de parcours pour la communication en temps direct envers l'utilisateur via les Panneaux à Messages Variables. La DIRIF a fourni ces données ainsi qu'une cartographie de ces stations de comptage.

La Figure 41 montre les stations de comptage utilisées dans les analyses.

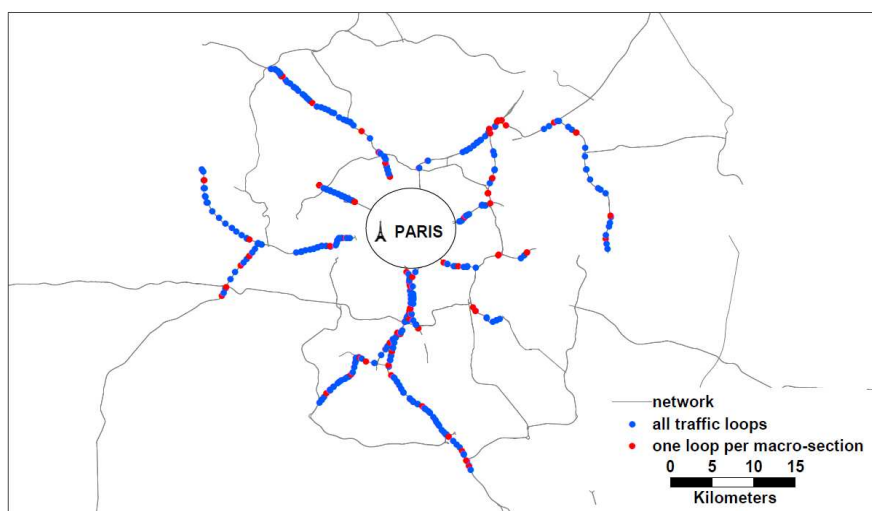


Figure 41. Localisation des boucles de comptage utilisées

Données de comptage

Les données de boucles de comptage utilisées sont des moyennes horaires pour l'année 2010, issues de 376 boucles de comptage sur des voies rapides urbaines et elles-mêmes tirées de moyennes 6 minutes. Il s'agit donc de données moyennées et non de données individuelles, et donc avec une bien moindre variabilité. Ces données horaires sont disponibles à partir de la plupart des boucles de comptage en France, ce qui rend la méthode décrite ci-dessous aisément reproductible. De plus, ces données ne distinguent pas les voies ni le type de véhicule (VL/PL).

Les analyses ont été menées sur deux groupes de données. Dans un premier temps, afin d'éviter les biais liés aux corrélations entre stations, les calculs sont menés sur une sélection de stations. Cette sélection comprend une station par section, une section étant définie comme un tronçon routier compris entre deux échangeurs. Seuls les calculs par section sont présentés mais les résultats sont très proches en prenant l'ensemble des stations.

Caractéristiques routières

Les caractéristiques routières utilisées ici sont la direction, le nombre de voies, et l'état de la route. La capacité n'a pas été utilisée car les données de capacité de ce réseau sont peu fiables. Le nombre de

voies a donc été utilisé à la place de la capacité. L'état de la chaussée est un indicateur binaire dérivé de l'IQRN, en considérant qu'un bon état équivalait à un IQRN supérieur à 14 alors qu'un mauvais état équivalait à une note IQRN inférieure à 14.

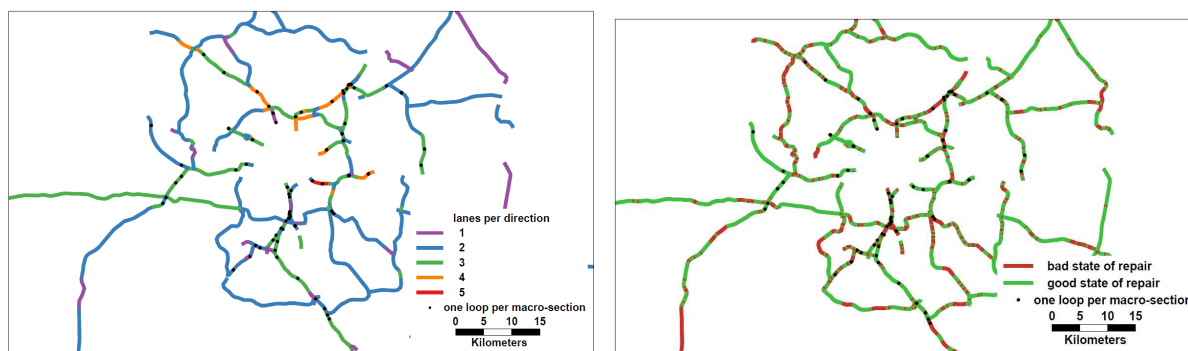


Figure 42. (a) Nombre de voies ; (b) Etat du réseau national en Ile-de-France (indicateur binaire basé sur l'IQRN)

Accidents

La base de données d'accidentologie utilisée inclut les dates, heure et localisation des accidents corporels. Les incidents matériels ne sont pas entrés dans cette base de données. On suppose de plus que les accidents ne durent pas plus d'une heure et qu'ils ont une échelle d'impact de 800m. La durée et l'échelle géographique des accidents sont vraisemblablement plutôt sous-estimées dans les estimations suivantes.

Travaux

La base de données de travaux inclut uniquement les gros travaux, à savoir des travaux impliquant le renouvellement d'une épaisseur de 3 à 8 cm de chaussée. On considère que les travaux impactent l'ensemble de la section sur laquelle ils ont lieu.

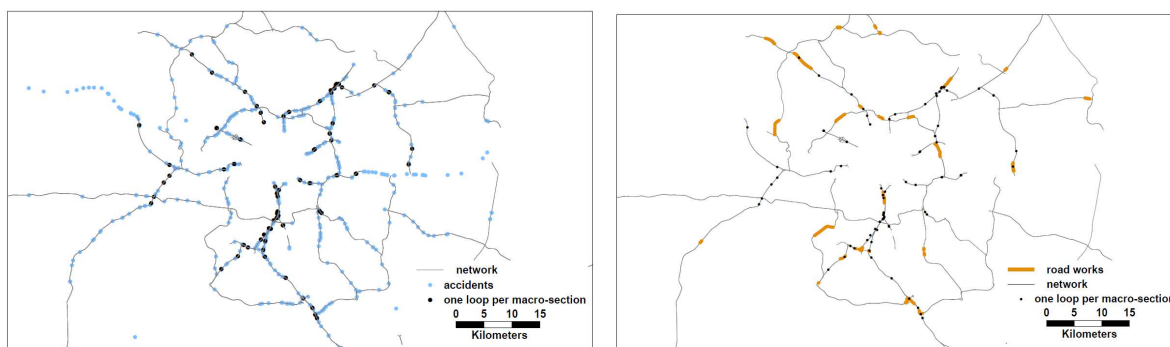


Figure 43. (a) Localisation des accidents; (b) Localisation des travaux de maintenance

Base de données

Les indicateurs de fiabilité des distributions des **lenteurs** (minutes par kilomètres, soit l'inverse de la vitesse mesurée ponctuellement au niveau des boucles), principalement certains déciles, la moyenne et l'écart-type, sont calculés pour chaque boucle, pour chaque tranche horaire (d'une heure), et pour chaque jour de la semaine, ce qui donne un total de 12 351 distributions. Ces indicateurs par arc sont construits avec environ 21 à 40 observations (les jours non ouvrés sont enlevés de la base et certaines données sont manquantes). Le Tableau 2 ci-dessous donne un aperçu de la base de données finale.

Tableau 23. Description de la base de données

Nombre de boucles	79 boucles (une par section)
Nombre de distributions	12 351
Jour de la semaine	Lundi à dimanche, hors vacances et jours fériés
Heure	Toutes les heures, agrégées dans certains cas : matin de 7h à 10h, soir de 17h

	à 20h et nuit de 22h à 5h
Nombre d'observations	De 21 à 40 observations par boucle par jour et par heure
Nombre d'accidents	471 accidents dont 21 boucles/jour/heure avec 2 accidents
Nombre de voies	De 1 à 5 voies par direction (50% de 3 voies, 32% de 2 voies, 12% de 4 voies, 3% de 1 voie et 3% de 5 voies)
Indicateurs de fiabilité	Moyenne, percentiles, écart-type de la distribution des temps de parcours
Moyenne du trafic horaire	Entre 850 et 5 550 véhicules par heure
Vitesse à vide	94 km/h en moyenne (de 70 km/h à 110 km/h)
Etat de la route	Indicateur binaire (bon ou mauvais état)

Spécification du modèle pour le P90

Les régressions sont menées sur plusieurs tranches horaires, par tranche d'une heure et sur plusieurs regroupements de stations de routes de même type du réseau routier d'Ile-de-France pour vérifier leur robustesse. Le premier modèle d'estimation du P90 est le plus simple. Il inclut uniquement la moyenne de la distribution des temps de parcours. Le R² est de 0,87. Les autres modèles linéaires testés incluent le nombre de voies, des indicatrices (matin, soir, jour de la semaine notamment). Dans le Tableau 24, les t-values sont notées entre parenthèses.

Tableau 24. Modèles du 90^{ème} percentile

Modèle linéaire Variable estimée : P90	Modèle simple (1)	Modèle par jour (2)	Modèle final simple (3)	Modèle final complet (4)	Modèle complet par jour (5)
(Constante)	-0.30 (-61)	-0.43 (-38)	-0.41 (-38)	-0.44 (-37)	-0.45 (-37)
Moyenne	1.60 (293)	1.57 (278)	1.57 (282)	1.57 (282)	1.57 (279)
Nombre de voies		0.024 (7.6)	0.025 (7.7)	0.025 (7.7)	0.024 (7.5)
Lundi (indicatrice)		0.015 (1.9)			0.015 (1.9)
Mardi (indicatrice)		0.010 (1.2)			0.0094 (1.2)
Mercredi (indicatrice)		0.0024 (0.3)			0.0015 (0.19)
Jeudi (indicatrice)		0.047 (5.8)			0.047 (5.8)
Vendredi (indicatrice)		0.040 (5.0)			0.040 (4.9)
Matin (indicatrice)		0.040 (5.8)	0.039 (5.7)	0.039 (5.6)	0.040 (5.7)
Soirée (indicatrice)		0.083 (12.0)	0.082 (11.9)	0.081 (11.7)	0.082 (11.9)
Vers Paris (indicatrice)		0.089 (17)	0.089 (17.3)	0.084 (16.2)	0.084 (16.3)
Nombre d'accidents IQRN < 14 (indicatrice)				0.028 (2.2)	0.028 (2.2)
Travaux (indicatrice)				0.031 (4.8)	0.031 (4.8)
				0.038 (4.4)	0.038 (4.4)
	Adj. R ² : 0.874	Adj. R ² : 0.8796	Adj. R ² : 0.8791	Adj. R ² : 0.8796	Adj. R ² : 0.88
	F-stat.: 85,930	F-stat.: 9,019	F-stat.: 17,960	F-stat.: 11,280	F-stat.: 6,970

Le « Modèle final simple » (modèle 3) inclut la moyenne de la distribution des temps de parcours, le nombre de voies, la période de la journée (matin ou soir), et la direction. Le 90^{ème} percentile augmente avec le nombre de voies ce qui peut mettre en évidence une plus forte variabilité de la vitesse quand le nombre de voies augmente.

Concernant les indicatrices soir, matin et direction, les coefficients sont positifs et significatifs ce qui laisse supposer que les comportements (et nombre d'incidents potentiellement) diffèrent selon les périodes de la journée et la direction (vers ou de Paris).

Les jours de la semaine sont peu explicatifs du P90, mis à part jeudi et vendredi.

Dans les modèles « complets » du Tableau 24 (modèles 4 et 5), les variables relatives aux caractéristiques de la route et aux événements (travaux et nombre d'accidents) sont ajoutées. Tous les coefficients sont significativement différents de zéro et positifs ce qui semble correct car ces variables détériorent le P90 (une augmentation des accidents augmente le P90).

Deux modèles peuvent être retenus :

- le premier (modèle 3) comprenant uniquement des données aisément accessibles et projetables (moyenne des temps de parcours, nombre de voies, période de la journée et direction). Ce modèle pourrait être utilisé pour les projets de transports qui modifient la congestion récurrente (augmentation de capacité surtout) :

$$P90 = -0.41 + 1.57 \times \mu + 0.025 \times nb_voies + 0.039 \times matin + 0.082 \times soir + 0.089 \times sens(> Paris) + \varepsilon$$

(-38)
(282)
(7.7)
(5.7)
(11,9)
(17.3)

- le second modèle (modèle 4) inclut plus de variables explicatives, notamment travaux et accidents et pourrait donc être utilisé pour les projets ayant un impact principalement sur ces variables (par exemple, les projets de mesures de gestion de trafic) :

$$P90 = -0.44 + 1.57 \times \mu + 0.025 \times nb_voies + 0.039 \times matin + 0.081 \times soir + 0.084 \times sens(> Paris) + 0.028 \times accidents + 0.031 \times IQRN + 0.038 \times travaux + \varepsilon$$

(-37)
(282)
(7.7)
(5.6)
(11,7)
(16.2)
(2.2)
(4.8)
(4.4)

Autres indicateurs

L'estimation des autres déciles de la queue de distribution est également réalisée. Les résultats de l'estimation des 70^{ème}, 80^{ème}, 90^{ème} and 95^{ème} percentiles sont présentés dans le Tableau 25.

Tableau 25. Estimation des modèles pour différents percentiles

Modèle complet	Variable expliquée = 70 ^{ème} percentile	Variable expliquée = 80 ^{ème} percentile	Variable expliquée = 90 ^{ème} percentile	Variable expliquée = 95 ^{ème} percentile
(Constante)	-0.116 (-19.92)	-0.233 (-31.83)	0.44 (-37.29)	-0.639 (-33.18)
Moyenne	1.144 (415.58)	1.312 (380.87)	1.572 (282.35)	1.899 (209.16)
Nombre de voies	0.004 (2.55)	0.009 (4.28)	0.025 (7.67)	0.034 (6.41)
Matin	0.013 (3.75)	0.021 (4.94)	0.039 (5.63)	0.037 (3.31)
Soir	-0.023 (-6.71)	Non significatif	0.081 (11.75)	0.171 (15.2)
Vers Paris (indicatrice)	0.005 (1.99)	0.031 (9.63)	0.084 (16.21)	0.112 (13.27)
Nombre d'accidents	-0.021 (-3.41)	-0.018 (-2.38)	0.028 (2.22)	0.072 (3.51)
IQRN < 14	Non significatif	0.008 (1.96)	0.031 (4.83)	0.057 (5.4)
Travaux	-0.015 (-3.59)	Non significatif	0.038 (4.42)	0.1 (7.15)
	Adj. R ² : 0.938	Adj. R ² : 0.928	Adj. R ² : 0.880	Adj. R ² : 0.803
	F-stat.: 23,390	F-stat.: 19,920	F-stat.: 11,280	F-stat.: 6,296

Les modèles du 70^{ème} percentile et du 80^{ème} percentile ne sont pas satisfaisants car les coefficients estimés sont négatif pour la variable accident, ce qui est contre-intuitif.

Les modèles du 90^{ème} percentile et du 95^{ème} percentile sont satisfaisants avec des coefficients de signe cohérents et une sensibilité plus forte du P95 aux évènements rares, en particulier au nombre d'accidents.

Etant donné que les distributions ne sont composées que de 21 à 40 observations (une observation par semaine moins les jours fériés, vacances scolaires et pannes de la station de comptage), les estimations du P90 semblent plus robustes.

Plusieurs modèles, dont le choix a été basé sur la littérature, ont été estimés pour l'écart-type avec des R² autour de 0.45. Cependant aucun modèle ne donne de résultats satisfaisants pour en recommander l'application en projection. La partie suivante revient sur les estimations de l'écart-type, en approfondissant ces tests en faisant des calculs en réduisant les queues de distributions.

Prise en compte de queues de distribution : impact sur le calcul de l'écart-type

Comme indiqué précédemment, les modèles statistiques de projection de l'écart-type par arc testés en Ile-de-France ne sont pas satisfaisants. La revue de littérature montre que ce type de problème a également été rencontré aux Pays-Bas (Kouwenhoven and Warffemius, 2015) et au Royaume-Uni lors

de la détermination de leurs recommandations respectives pour la prise en compte de la fiabilité dans les évaluations de projets de transports.

Ils ont alors supprimé les points extrêmes de leurs distributions, avec des définitions différentes des points extrêmes :

- pour le Royaume-Uni, il s'agit des valeurs supérieures à : moyenne + 2*écart-type
- pour les Pays-Bas, il s'agit des valeurs supérieures à : 1.5 * moyenne **et** moyenne + 3 * écart-type

Les arguments pour justifier la suppression des points extrêmes des distributions sont les suivants :

- peu de points ont un impact très fort sur la dispersion (en appliquant la méthode de suppression des points extrêmes en Ile-de-France, on observe qu'enlever les 4% de temps de trajet « extrêmes » réduit de 33% l'écart-type)
- les courbes débit-vitesses, calibrées sur des moyennes, sont calibrées sans prendre en compte les points extrêmes ;
- les points extrêmes ne sont pas représentatifs de la variation de jour à jour et les politiques publiques étudiées n'ont pas forcément d'impact sur ces événements rares auquel cas leur prise en compte n'est pas utile à l'évaluation ;
- il est plus simple de trouver des modèles de projection sans ces points extrêmes (notamment pour l'écart-type pour lequel aucun modèle n'a été trouvé avec l'ensemble des points) et ces modèles semblent plus robustes.

Ce type de modèle, calibré sans points extrêmes est naturellement à appliquer ou non en fonction des effets attendus du projet. Par exemple, ils ne doivent pas être utilisés pour les projets de réduction des temps d'intervention sur les accidents.

De plus, les Pays-Bas et le Royaume-Uni ont préféré tester des modèles standardisés par la longueur (pour faciliter la projection par OD à partir des données par arc notamment)

- Modèle UK (Mott McDonald, 2014) : modèle cubique donnant l'écart-type/longueur comme fonction cubique des lenteurs moyennes
- Modèle US (SHRP2 rapport L03, 2013) : modèle linéaire donnant l'écart-type/longueur comme fonction linéaire des lenteurs moyennes

Application sur les données d'Ile-de-France

La méthode néerlandaise est appliquée sur la base de données de boucles de comptage d'Ile-de-France, les points extrêmes sont donc supprimés. Il en résulte une réduction de 4% des données. L'impact sur les indicateurs de fiabilité des distributions de la suppression des points extrêmes est le suivant:

- écart-type : -33%
- moyenne : -5.9 %
- P80 : -3.5 %
- P90 : -6.5 %
- P95 : -10.7 %

La corrélation entre écart-type de la lenteur (inverse de la vitesse en minutes par kilomètre) et moyenne est bien plus forte (0.73) sans les points extrêmes qu'avec les points extrêmes (0.41), comme illustré ci-dessous.

- Sans points extrêmes : $\sigma = -0.18 + \frac{0.37}{t\text{-value}=323} \mu$ $R^2 = 0.73$
- Avec points extrêmes : $\sigma = -0.25 + \frac{0.63}{t\text{-value}=167} \mu$ $R^2 = 0.41$

Des tests complémentaires ont été effectués en ajoutant d'autres variables dans le modèle (caractéristiques des voies, travaux, accidents, etc.) et en testant d'autres formes, mais ces affinements n'améliorent pas significativement le modèle. L'estimation du modèle cubique anglais sur les données d'Ile-de-France donne les résultats suivants :

- Modèle cubique, $100\sigma = 0.09 + 29\mu - 3.05\mu^2 + 0.815\mu^3$ avec $R^2 = 0.74$

Estimation de l'écart type par OD à partir des écart-type par arc : approfondissements avec les matrices de corrélations

Dans cette partie, on teste un calcul de l'écart-type par OD à partir des écart-type par arc en faisant l'hypothèse que la corrélation entre les arcs n'est pas nulle, mais qu'elle est constante. L'objectif est en effet de tester une méthode simple de calcul des indicateurs de fiabilité par OD à partir des indicateurs par arc, sans avoir à recourir à des simulations. Le calcul qui permet de retrouver l'écart type par OD à partir des données par arc est :

$$\tilde{\sigma}_{temps,OD} = \sqrt{\sum_{arcs\ i} \rho_{i,j} \sigma_i \sigma_j} : \text{on raisonne ici en temps de parcours, pas en lenteur.}$$

Cependant, il s'agit de savoir projeter la matrice de corrélation pour pouvoir utiliser cette formule en projection.

Les 50 matrices de corrélation (5 jours*10 heures) sont calculées à partir des temps parcours 6 minutes, ce qui donne au total 30 à 150 points pour calculer chaque coefficient de corrélation (ce qui correspond à 10 périodes de 6 minutes/heure et 10 à 15 lundi non ouvrés et avec données en 2015- le nombre de données est limité par les pannes des stations). Elles sont présentées graphiquement en annexe 1.

A partir des matrices de corrélation par jour et par heure, une base de données est constituée avec les corrélations entre toutes les stations deux à deux, la distance entre ces 2 stations, le rang de la corrélation, la vitesse moyenne et le débit moyen sur chacun des 2 stations considérées, une indicatrice indiquant si les 2 stations sont séparées par un échangeur ou non.

cor ~ distance^{-0.8} + memesection + lundi + mardi + mercredi + jeudi + soir + HPM

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.124936	0.008368	14.93	<2E-16 ***
Distance ^(-0.8)	100.401454	2.552489	39.335	<2E-16 ***
memesection	0.044565	0.007813	5.704	1.21E-08 ***
lundi	-0.048143	0.008321	-5.786	7.48E-09 ***
mardi	0.052594	0.008321	6.32	2.74E-10 ***
mercredi	-0.099527	0.008321	-11.961	<2E-16 ***
jeudi	-0.045284	0.008321	-5.442	5.42E-08 ***
soir	0.019934	0.006962	2.863	0.0042 **
HPM	-0.04408	0.007596	-5.803	6.75E-09 ***

Multiple R-squared: 0.2984, Adjusted R-squared: 0.2978

Test des matrices de corrélation de rang faible

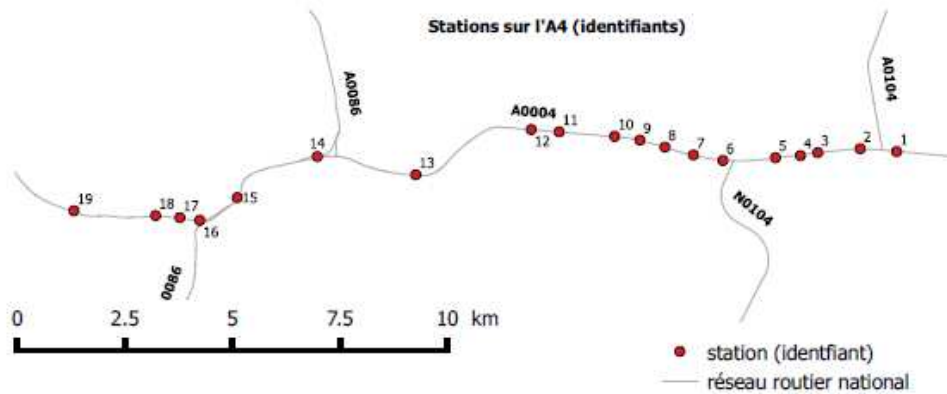
L'analyse des corrélations montre que la corrélation entre 2 stations i et j, avec d_{i,j} distance entre les stations i et j (en m), peut être approchée par une formule du type :

$\rho_{i,j} \approx 0.125 + 100 * d_{i,j}^{-0.8}$, pour $d_{i,j} > 400\text{m}$
 0 si $d_{i,j} > 5000\text{ m}$ (seuil à affiner avec des analyses complémentaires)
 1 si $d_{i,j} < 400\text{ m}$

On teste donc, sur l'OD complète la formule

$$\tilde{\sigma}_{temps,OD} = \sqrt{\sum_{arcs\ i} \rho_{i,j} \sigma_i \sigma_j}$$

avec $\rho_{i,j}$ calculé avec les approximations ci-dessus.



Variation des indicateurs de fiabilité sur l'OD / variation des indicateurs de fiabilité sur la section de voie réservée après mise en place de la voie réservée

longueur de la voie réservée	8 km Est	3 km Ouest	10 km Ouest	14 km Ouest
congestion en fin de VR ?	oui	non	non	non
Calcul réel : indicateur écart-type	26%	51%	67%	70%
Calcul réel : indicateur P90-P50	20%	22%	50%	63%
Calcul réel : indicateur moyenne des retards	28%	44%	56%	68%
Calcul théorique : indicateur écart type avec somme des variances par section	21%	13%	49.8%	69.5%
Calcul théorique : corrélations simplifiées				

	Modèle 1 Lin distance	Modèle 2 BC distance	Modèle 2 + Vmoy	Modèle 3 BC rang	Modèle 2 +heure	Modèle 3 +heure
Dep. Variable Name	rho	rho	rho	rho	rho	rho
Constant	0.2688	114.0691	84.0852	0.4897	0.5364	114.1163
Estimation Coefficient						
20h (indicatrice)						
β					-0.0346	-0.0346
Cond. Student-t (0)					-3.1225	-3.2828
19h (indicatrice)						
β					-0.0172	-0.0172
Cond. Student-t (0)					-1.6495	-1.707
18h (indicatrice)						
β					-0.0496	-0.0496
Cond. Student-t (0)					-4.7535	-4.899
17h (indicatrice)						
β					-0.0328	-0.0328
Cond. Student-t (0)					-2.8305	-2.9049
10h (indicatrice)						
β					-0.157	-0.157
Cond. Student-t (0)					-12.3528	-12.6719
9h (indicatrice)						
β					-0.0585	-0.0585
Cond. Student-t (0)					-4.4969	-4.5924
8h (indicatrice)						
β					-0.0572	-0.0572
Cond. Student-t (0)					-4.8322	-4.9616
7h (indicatrice)						
β					-0.0515	-0.0515
Cond. Student-t (0)					-4.4536	-4.6078
6h (indicatrice)						
β					-0.0421	-0.0421
Cond. Student-t (0)					-3.1666	-3.3119
rang						
β				-0.4311	-0.4311	
Cond. Student-t (0)				-34.7975	-35.0586	
λ				-1.1345	-1.1345	
HPM						
β	-0.0441	-0.0441	-0.0437	-0.0441		
Cond. Student-t (0)	-5.4245	-5.0386	-4.9958	-4.9036		
soir						
β	0.0199	0.0199	0.0155	0.0199		
Cond. Student-t (0)	2.6764	2.6565	1.9259	2.5633		
Même section (indicatrice)						
β	0.1639	0.0457	0.0436	0.0917	0.0917	0.0457
Cond. Student-t (0)	20.6774	6.2766	5.9723	12.7798	12.8299	6.2947
vendredi						
β	0.0481	0.0481	0.0479	0.0481	0.0481	0.0481
Cond. Student-t (0)	5.4083	5.6115	5.6074	5.4587	5.448	5.608
jeudi						
β	0.0029	0.0029	0.0045	0.0029	0.0029	0.0029
Cond. Student-t (0)	0.3212	0.3228	0.5041	0.313	0.3127	0.3224
mercredi						
β	-0.0514	-0.0514	-0.0515	-0.0514	-0.0514	-0.0514
Cond. Student-t (0)	-5.7723	-5.8528	-5.8614	-5.6899	-5.7757	-5.9447
mardi						
β	0.1007	0.1007	0.1019	0.1007	0.1007	0.1007
Cond. Student-t (0)	11.3165	11.6319	11.7892	11.2454	11.2977	11.6762
Vmoy station2						
β						
Cond. Student-t (0)						
λ						
Vmoy station1						

	Modèle 1 Lin distance	Modèle 2 BC distance	Modèle 2 + Vmoy	Modèle 3 BC rang	Modèle 2 +heure	Modèle 3 +heure
β			28.8387			
Cond. Student-t (0)			7.3721			
λ			-1.6493			
distance						
β	-1.03E-05	-93.5143	-77.0814			-93.5148
Cond. Student-t (0)	-16.5655	-39.1772	-39.2318			-39.4675
λ		-0.8204	-0.793			-0.8204
General Section						
Log Likelihood	-619.5463	-42.872	-19.2709	-284.448	-229.2582	15.5484
R2(Pearson)	0.1971	0.2984	0.3023	0.2577	0.2672	0.308
Number of obs.	8550	8550	8550	8550	8550	8550

Propositions de suite

1. Test sur d'autres OD et types de route ;
2. Test d'autres formes et ajout de variables pour le calcul par OD à partir du calcul par arc à partir d'une revue de la littérature.

Annexe 9. Ordres de grandeur des gains de fiabilité sur des projets routiers

Cette partie propose une estimation sommaire de l'ordre de grandeur des gains de fiabilité, relativement aux gains de temps notamment, pour des projets de transport routiers.

Evaluation de l'ordre de grandeur des gains de fiabilité sur des projets routiers

Description des projets

Les projets testés sont des projets stylisés et contrastés. Ils ne sont pas évalués avec modèles de trafic.

ASP : Aménagement sur place en zone rurale :

Il s'agit d'un projet d'aménagement d'une route nationale à 2*1 voie en une autoroute à 2*2 voies non concédée sur une longueur de 32 km. Les coûts de construction s'élèvent à 300 M€₂₀₁₀.

Les caractéristiques du projet sont les suivantes :

Aménagement sur place en zone rurale	Référence	Projet
Longueur (km)	32	32
Trafic (veh/j) année MES	20 000	25 000
Part PL	15%	15%
Type VDF	7m	2x2 voies (autoroute non concédée)
Type de zone	Urbain diffus	interurbain
Vitesse VL (PL) à la mise en service)	VL : 80 PL : 72	VL : 130 PL : 85
Temps moyen (h)	0.39	0.25
P90 (h)	0.42	0.25
P90-moy	0.031	0

Tableau 26 : Caractéristiques du projet de petit ASP

Petite déviation

Il s'agit d'un projet de petite déviation de 10 km par une autoroute à 2*2 voies non concédée. Les coûts de construction sont de 100 M€₂₀₁₀.

Les caractéristiques du projet sont les suivantes :

Petite déviation	Référence	Projet (route déviée)	Projet (déviation)
Longueur (km)	8	8	10
Trafic (veh/j) année MES	21 000	2 000	19 000
Part PL	15%	15%	15%
Type VDF	2 voies normales en urbain	2 voies normales en urbain	2x2 voies (autoroute non concédée)
Type de zone	Urbain dense	Urbain dense	Interurbain
Vitesse à la mise en service	20	VL : 46 PL : 36	VL : 130 PL : 85
Temps moyen (h)	0.43	0.17	0.08
P90 (h)	0.63	0.22	0
P90-moy	0.20	0.05	0

Tableau 27 : Caractéristiques du projet de petite déviation

Hypothèses :

Fiabilité : calcul du P90-moyenne par application de la formule en annexe du référentiel, calcul sur les jours ouvrés (251)

Amélioration de l'efficacité énergétique :

TCAM	Conso énergétiques		Émissions moyennes de CO2	
	VL	PL	VL	PL
TCAM 2012-2030	-2,5 %	-0.7%	-2,7 %	-0.9%
TCAM 2030-2050	-2.1 %	-1.7%	-2,2 %	-1.9%
TCAM 2050-2070	-0.4%	-0.2%	-0.5%	-0.2%

Evolution des coûts d'usage

TCAM	Coûts énergétiques (€/L HT)		Coûts d'usage hors énergie (€/L HT)	
	VL	PL	VL	PL
	0.73€	0.74€	0.085€	0.154€
TCAM 2012-2030	1.4%	1.6%	1.3% entretien, -0.7% dépréciation	
TCAM 2030-2050	1.4%	1.2%		
TCAM 2050-2070	1.4%	1.2%	1% entretien, 0 dépréciation	

Hypothèses de PIB et population

	2016-2030	2030-2050	2050-2070
population	0.40%	0.30%	0.30%
PIB	2.00%	1.70%	1.60%
PIB par tête	1.59%	1.40%	1.30%

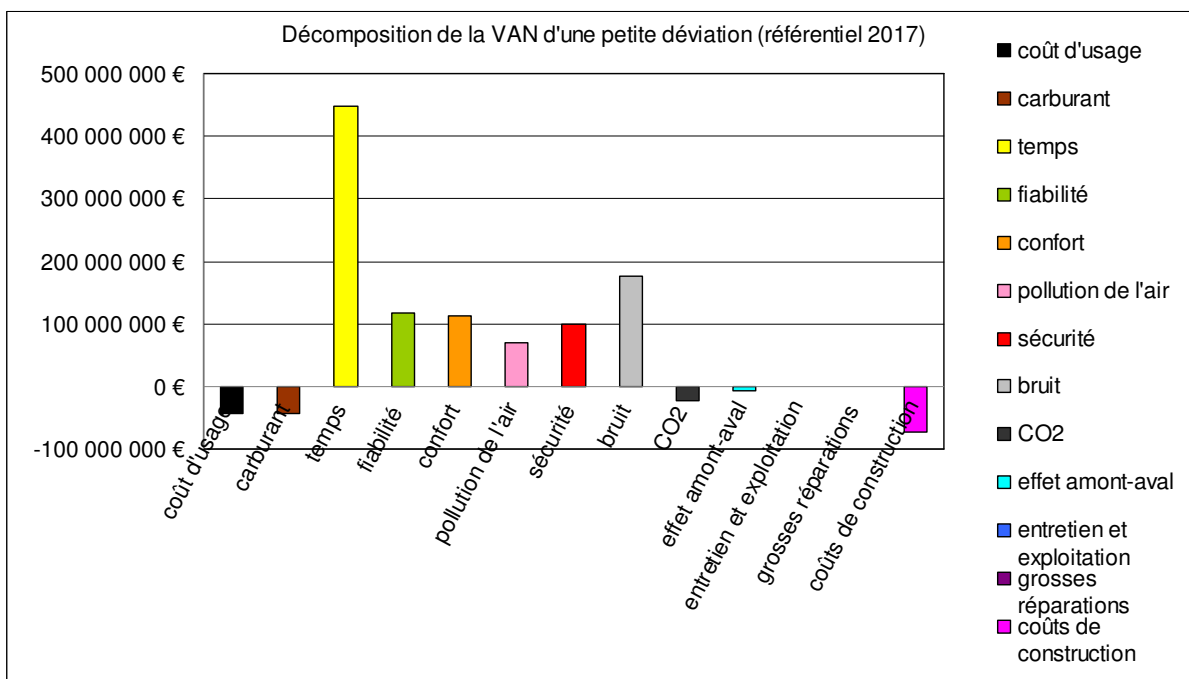
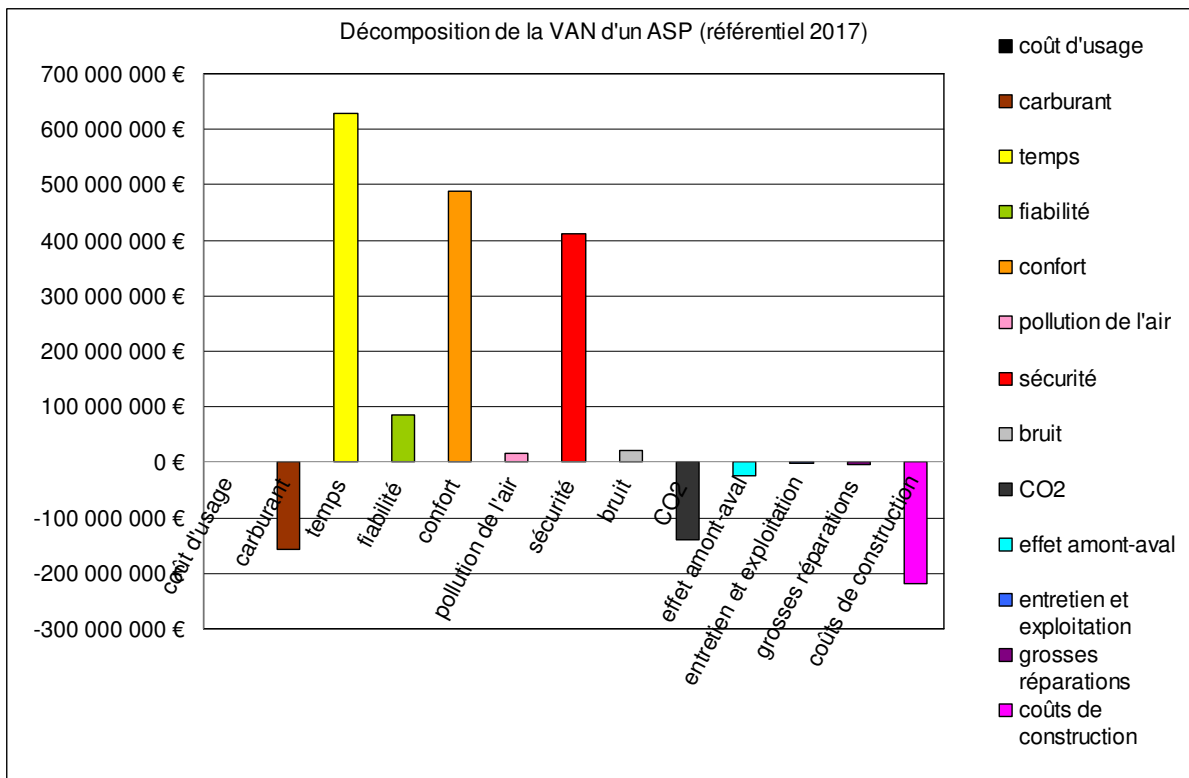
Pollution de l'air

TCAM	2016-2030	2030-2050	2050-2070
VP (VL+VUL)	-3%	-0.8%	-0.5%
PL	-7%	-1.5%	-0.2%

Hypothèses de trafic : (TCAM géométriques)

(longue distance, sc central)	2012-2030	2030-2050	2050-2070
Trafic VL	1.30%	0.90%	0.45%
Trafic PL	1.9%	0.90%	0.45%

Résultats



Conclusion sur les projets routiers :

Projets ne visant pas spécifiquement à améliorer la fiabilité : petit aménagement sur place et déviation

- Fiabilité = 15% à 25% des gains de temps

Projets routiers de voies réservées

- Tests sur différentes sections de l'A51 (2 à 5 km, coûts de 2 à 10M€ par section, gains de temps de 1 à 3 minute, 600 à 15000 passagers TC par heure en heure de pointe)
- Gains pour les usagers TC = temps et fiabilité principalement
- Avantages de fiabilité = 2 à 6 fois les gains de temps

Annexe 10. Calculs de fiabilité par la méthode des variations compensatoires – tests de sensibilité aux queues de distribution sur des distributions ferroviaires

Trois ensembles de distributions de retards de trains sont exploités ci-dessous : il s’agit de lignes de TER, TGV et ligne ferroviaires en Ile de France.

Les graphiques ci-dessous sont tronqués à un retard maximal de 20 minutes. Cependant, les distributions TGV et TER ont de très grands retards, comme indiqué dans le tableau ci-dessous. A contrario, les distributions en Ile-de-France ne présentent pas de très grand retard comme le montrent les valeurs de P90 et P95 affichées sur les graphiques.

NB : les données SNCF sont des retards arrondis à la minute. Les distributions ne sont pas données pour une tranche horaire définie mais correspondent aux distributions des retards sur 5 mois de dessertes commerciales voyageurs.

Tableau 28 : Caractéristiques des distributions de retards ferroviaires

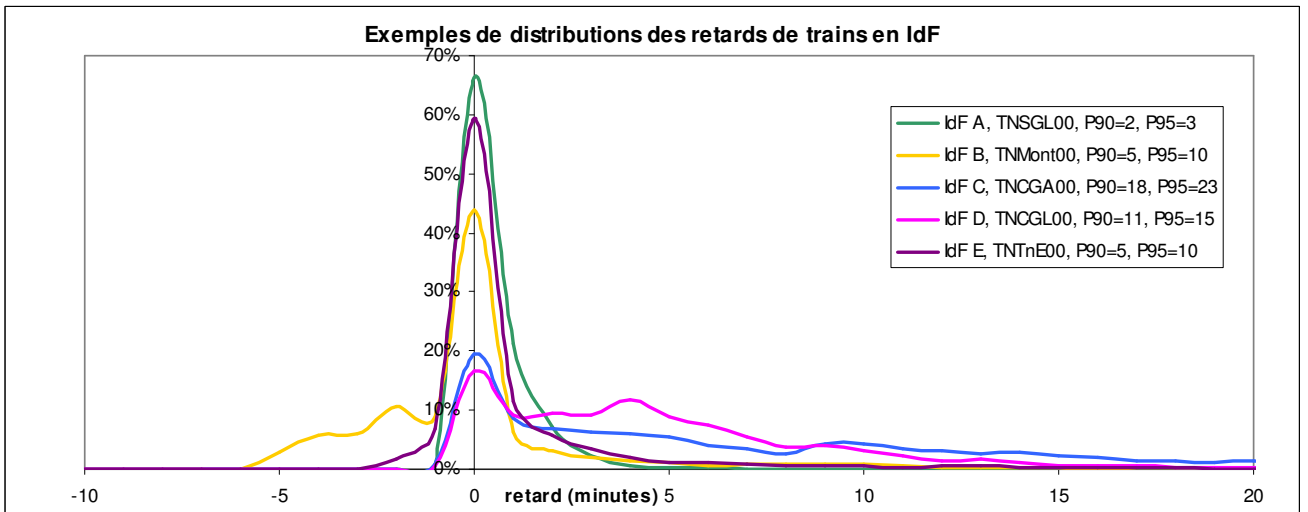
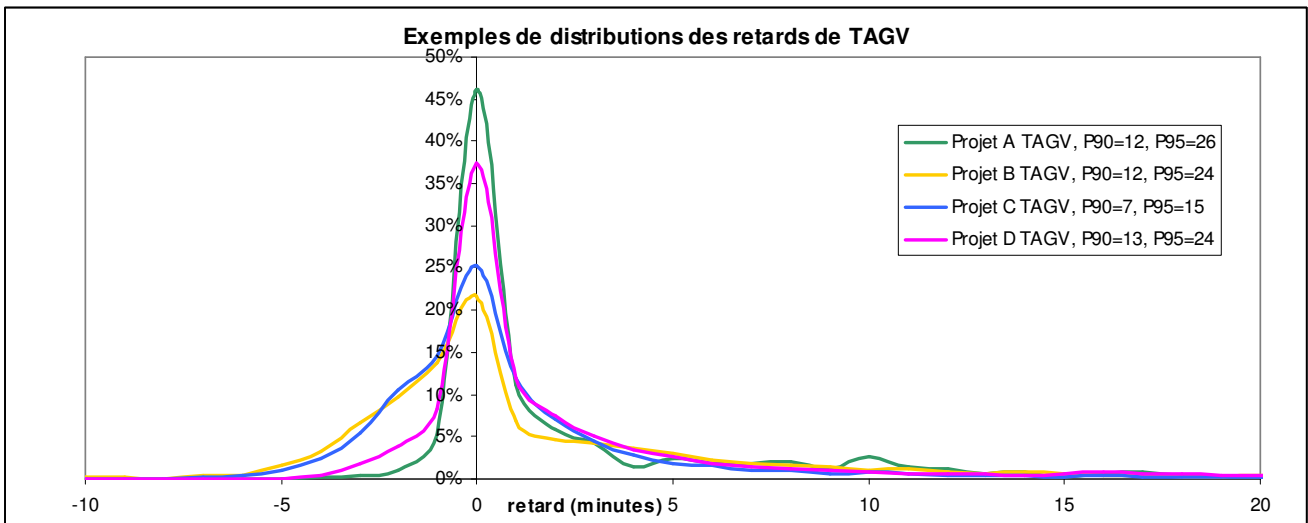
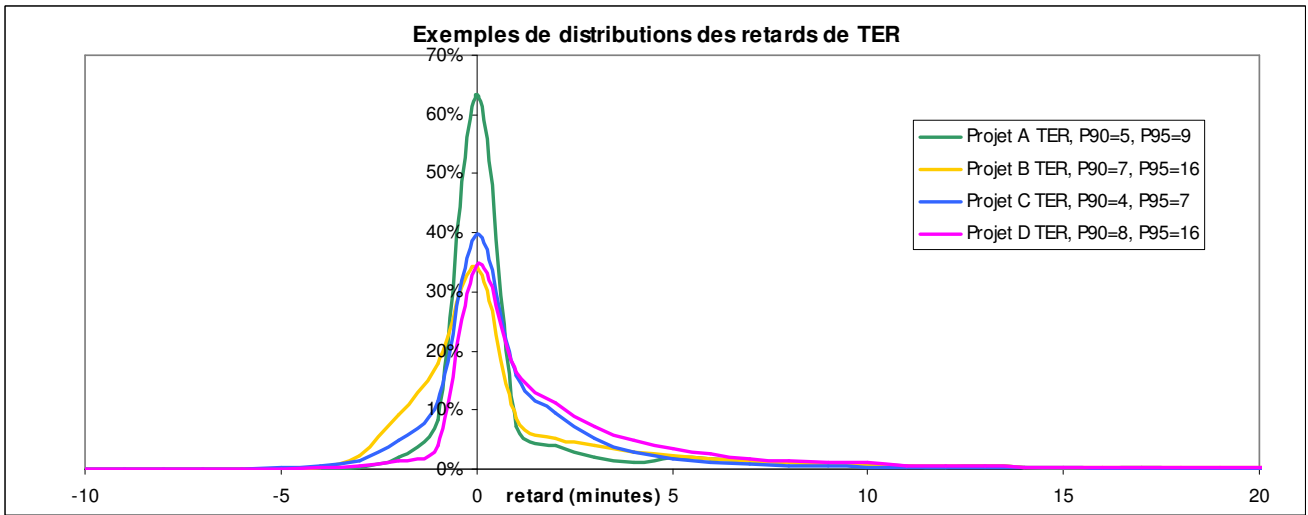
En minutes	TER A	TER B	TER C	TER D	TAGV A	TAGV B	TAGV C	TAGV D	IdF A	IdF B	IdF C	IdF D	IdF E
Moyenne du retard	1.52	2.51	1.67	3.53	5.36	3.77	2.79	4.94	0.58	0.80	7.28	4.96	1.73
écart-type du retard	6.3	9.8	7.9	10.2	18.1	14.2	14.3	17.2	1.8	6.4	10.5	7.0	6.9
P50	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	5	4	1
P90	5	7	4	8	12	12	7	13	2	5	18	11	5
P95	9	16	7	16	26	24	15	24	3	10	23	14	10
P98	15	30	18	31	51	40	40	51	4	22	29	20	19
Max	155	195	205	325	304	227	336	354	36	78	95	46	152

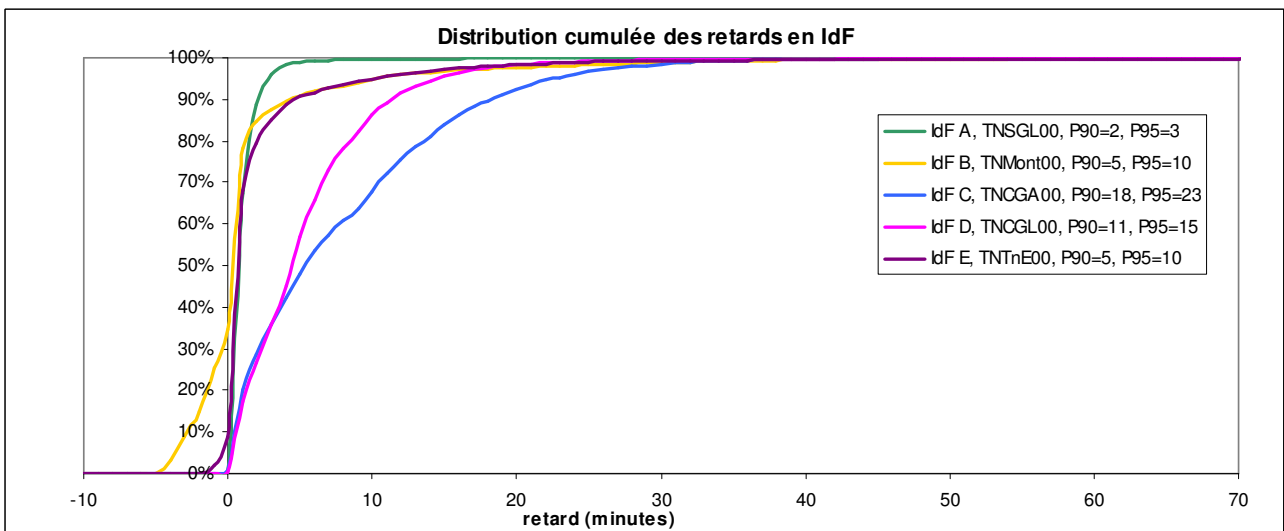
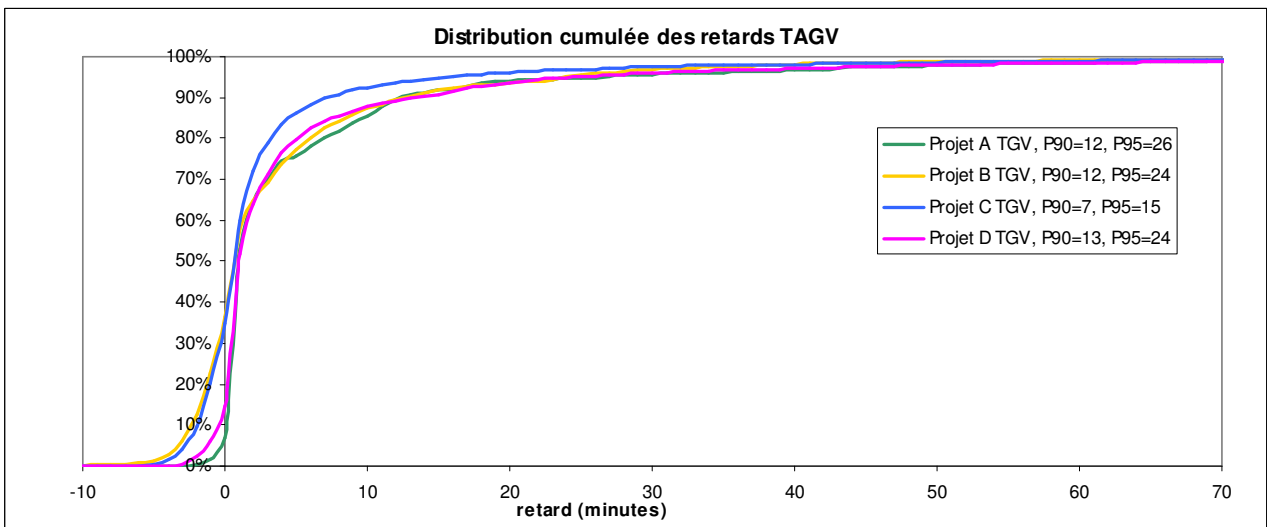
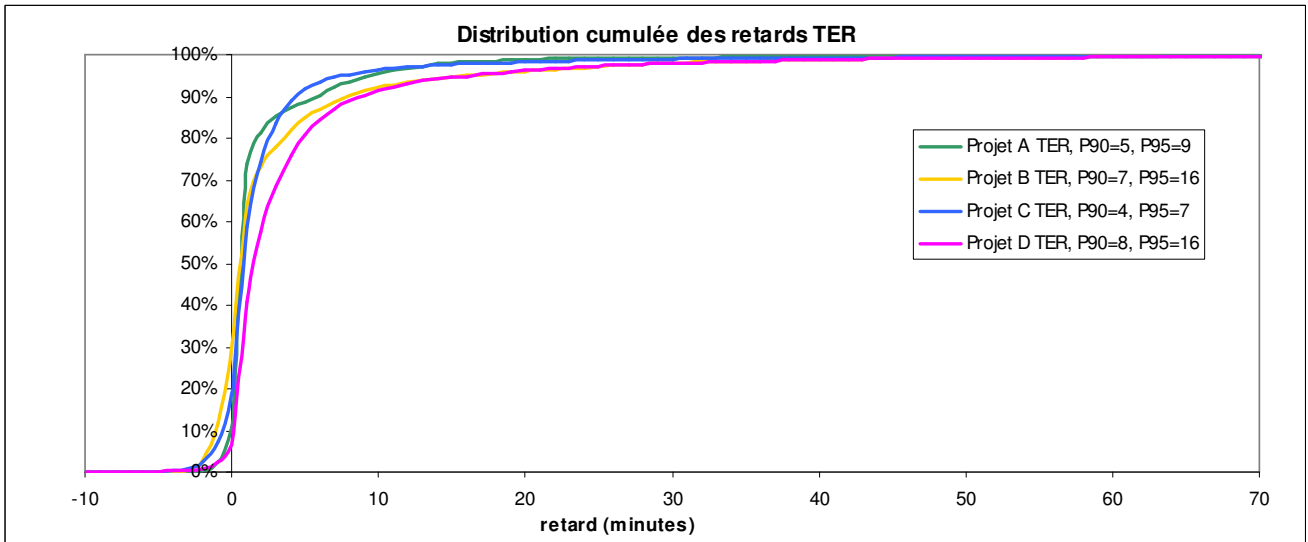
Les distributions TER et TGV ont une dispersion assez faible autour de la moyenne (un écart type faible) mais des queues de distributions très importantes comme le montre la différence entre le maximum et le P98.

C’est un effet rarement observé sur des distributions routières :

- par manque de données (les stations de comptage peuvent indiquer que la donnée n’est pas bonne pour ce type de temps de parcours très long, et à ce stade nous n’avons pas, pour le mode routier, de distributions de temps de parcours sur des trajets à longue distance),
- par structure du réseau, le réseau routier étant de manière générale plus maillé donc résilient que le réseau ferroviaire.

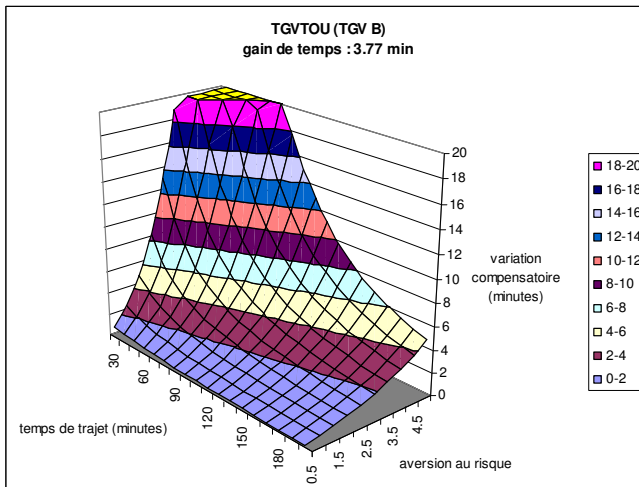
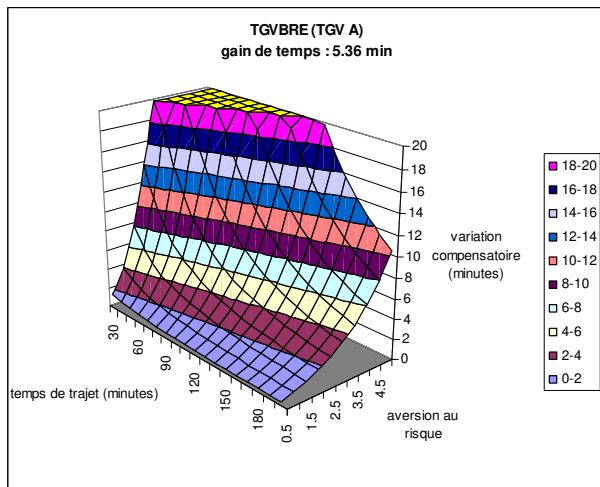
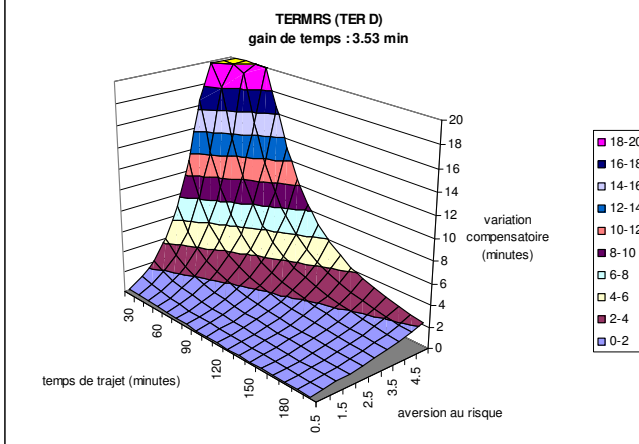
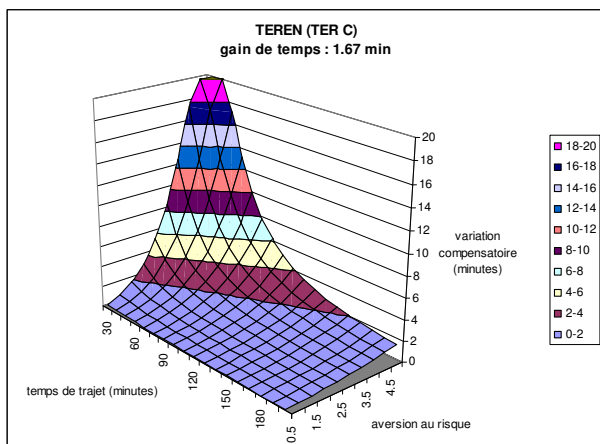
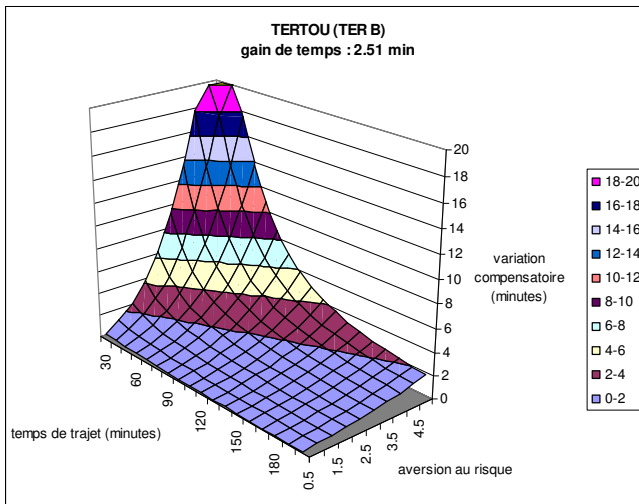
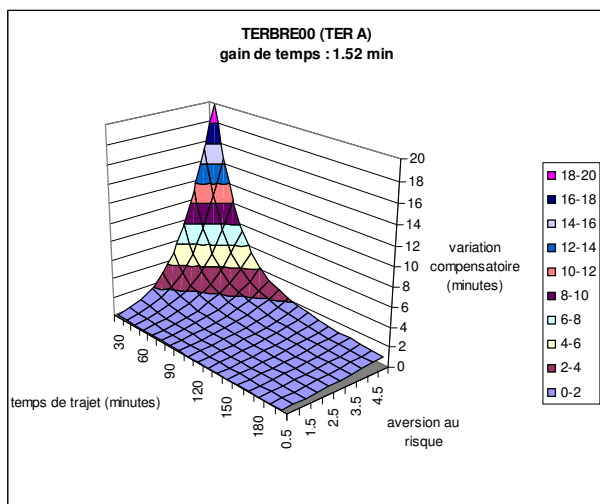
Les cinq distributions de retards ferroviaires en Ile de France présentent quant à elles des retards moyens un peu plus importants que les TGV et TER, et surtout pas de très grand retard. Ces distributions sont de même forme que des distributions routières asymétriques à droite et avec des queues de distributions « raisonnables ».

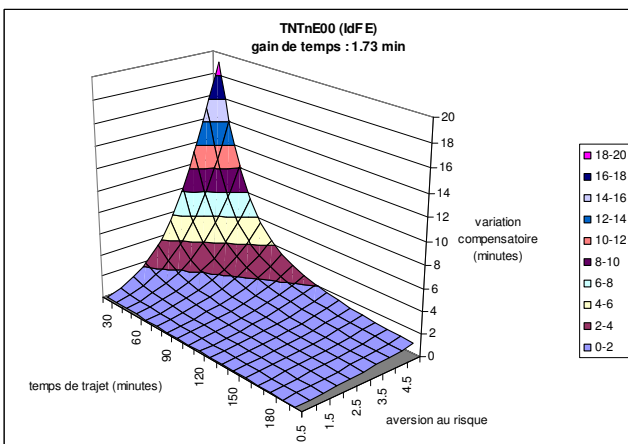
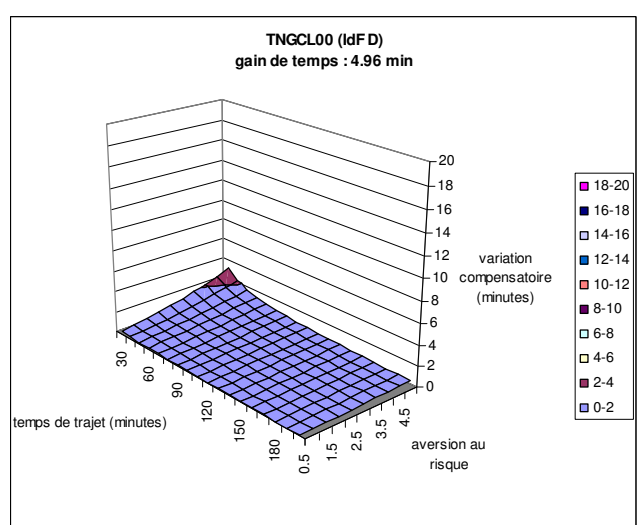
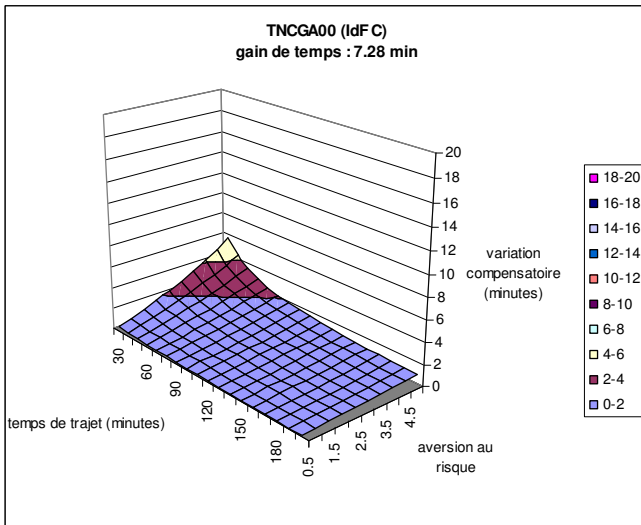
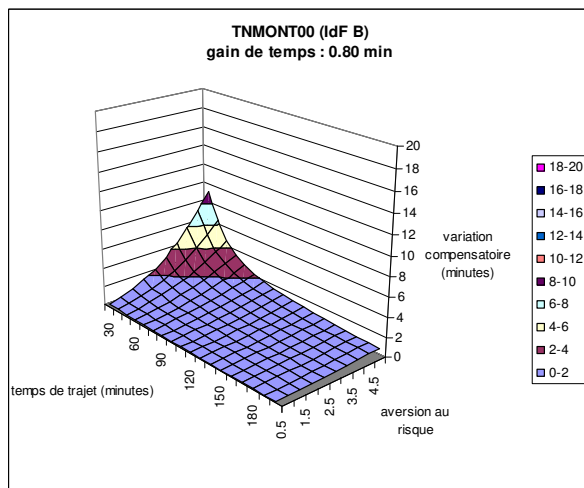
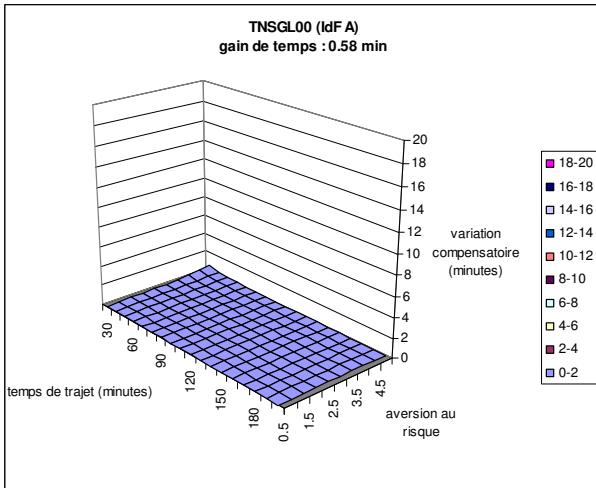
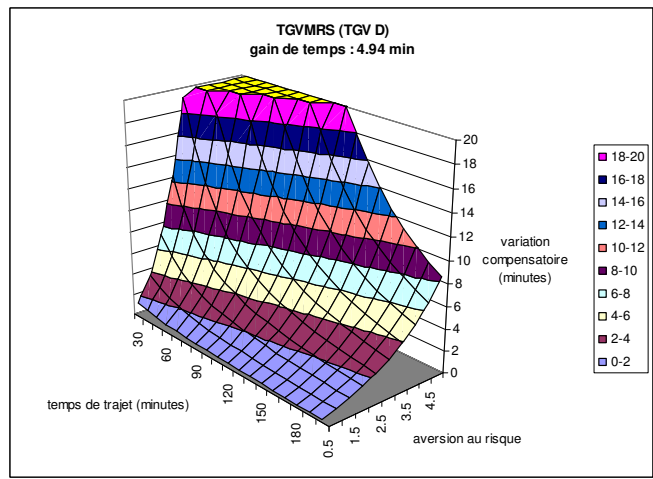
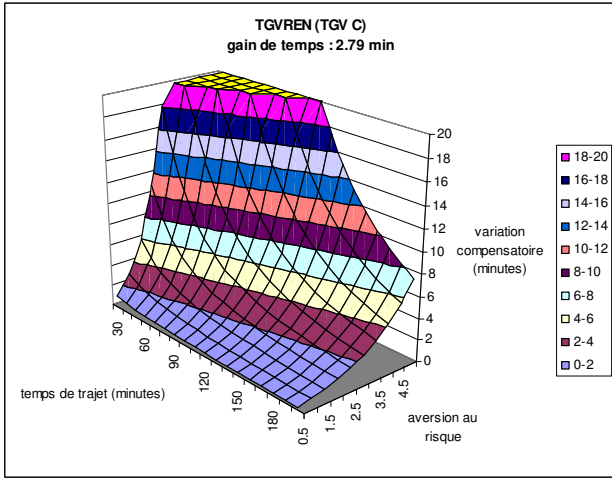




Variation compensatoire par rapport à un temps certain (100% des retards sont de 0 minutes).

La variation compensatoire par rapport à un temps certain de même moyenne et la variation de la moyenne des temps de parcours sont présentés dans les graphiques ci-dessous. Les résultats graphiques sont présentés à la même échelle. Par conséquent, quand la variation compensatoire dépasse 20 minutes elle n'est pas représentée graphiquement ci-dessous. Les graphiques à différentes échelles, permettant de voir la valeur maximale obtenue pour la variation compensatoire, sont en annexe. Les gains de temps moyens liés à la réduction de la moyenne du retard sont indiqués sous le titre de chacun des graphiques ci-dessous.





Les calculs de variation compensatoire peuvent donner des résultats forts et sensibles à l'aversion au risque dans 2 cas :

- si le temps moyen du trajet auquel s'applique le retard est faible par rapport au retard : plus le retard sera petit relativement au temps de trajet plus la variation compensatoire sera faible : pour un trajet de 30 minutes, un retard de 10 minutes sera valorisé plus fortement qu'un même retard de 10 minutes sur un trajet de 2h. Cet effet est lié au choix d'une fonction d'utilité de type CRRA et non CARA. Le choix de ce type de fonction d'utilité a été fait sur la base des résultats comparés des deux méthodes (CARA ou CRRA) sur les réponses à l'enquête MIMETTIC (et montré également dans [de Palma et Picard, 2005](#)). Les méthodes écart type ou P90-P50 ne seront quant à elles pas sensibles à la variation du temps de parcours. On peut noter également que la valeur du temps varie en fonction de la distance du trajet.
- si la distribution des temps de parcours présente une queue de distribution très grande (par exemple des retards de plus de 100 minutes).

Ainsi, si on enlève les retards de plus de 100 minutes aux distributions ci-dessus, le calcul de la variation compensatoire est relativement proche du calcul de la variation compensatoire par rapport à un temps certain pour les distributions ayant des très grands retards. Ceci montre que le niveau de fiabilité est porté par ces très grands retards. Ces effet est illustré sur les graphiques ci-dessous. Les graphiques pour lesquels les effets sont nuls (distributions de trains IdF A à D, sans retards de plus de 100 minutes) ne sont pas présentés.

Les graphiques ci-dessous présentent la part de la variation compensatoire par rapport à la suppression des retards de plus de 100 minutes dans la variation compensatoire pour un temps certain ($CV_{100min}/CV_{certain}$). Une différence de 60% signifie que les gains liés aux suppressions des retards de plus de 100minutes représentent 60% des gains de fiabilité liés à la fiabilisation totale du temps de parcours. Les résultats sont synthétisés dans le tableau 2.

Le tableau 2 indique également le % de retards de plus de 100 minutes. On en déduit donc pour la distribution TER1 par exemple que 20 à 60% des gains de fiabilité sont dus à 0.04% des retards avec le calcul par la méthode des variations compensatoires. Or, ces queues de distribution reposent sur très peu de mesures voire sur un seul retard.

Tableau 29 : effets des retards de plus de 100 minutes sur la variation compensatoire

En minutes	TER A	TER B	TER C	TER D	TAG V A	TAG V B	TAG V C	TAG V D	IdF A	IdF B	IdF C	IdF D	IdF E
% de retards >100min	0.04 %	0.14 %	0.11 %	0.13 %	0.7%	0.4%	0.5%	0.65 %	0%	0%	0%	0%	0.07 %
CV_100min/ CV_certain	20% à 60%	20% à 60%	30 à 70%	20 à 70%	50 à 90%	40 à 80%	50 à 90%	50 à 80%	0%	0%	0%	0%	20 à 50%

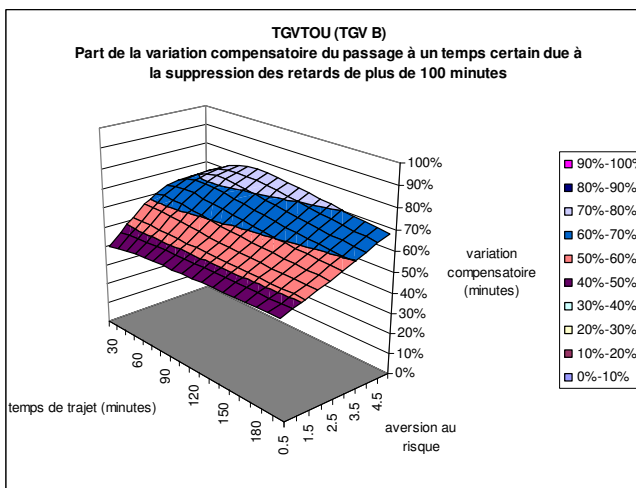
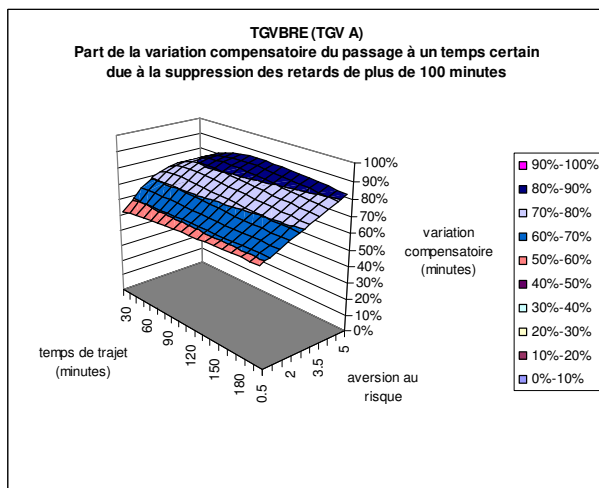
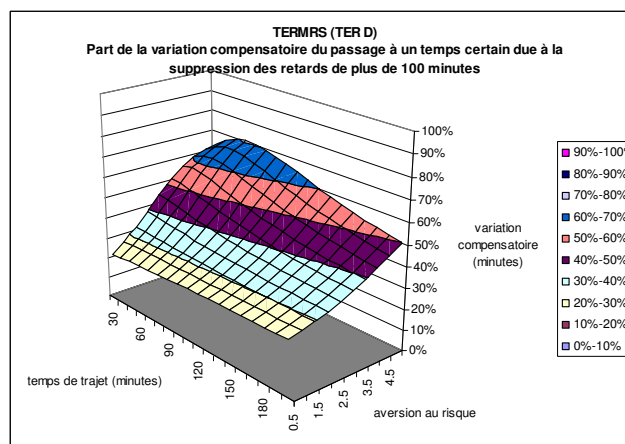
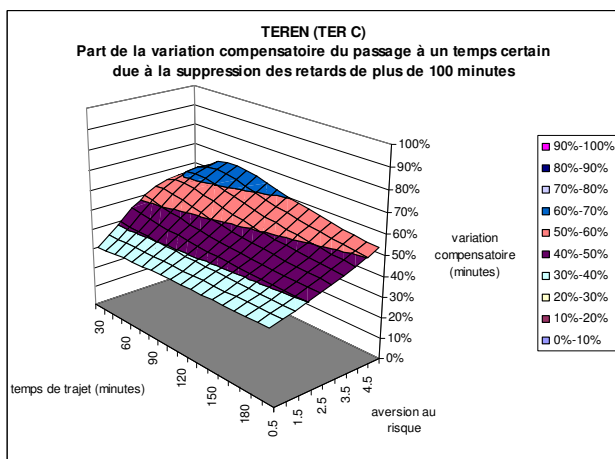
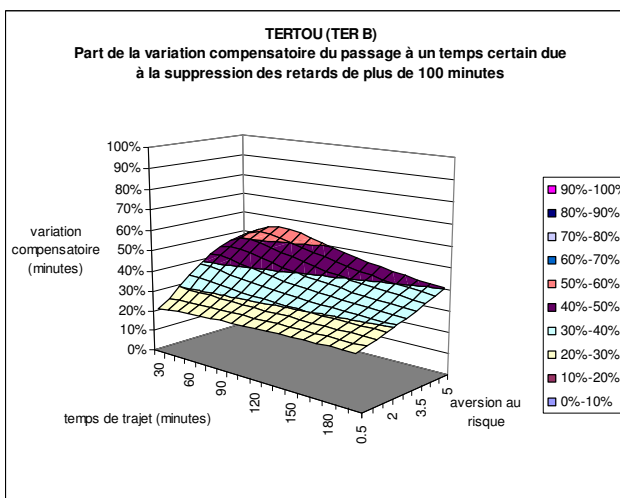
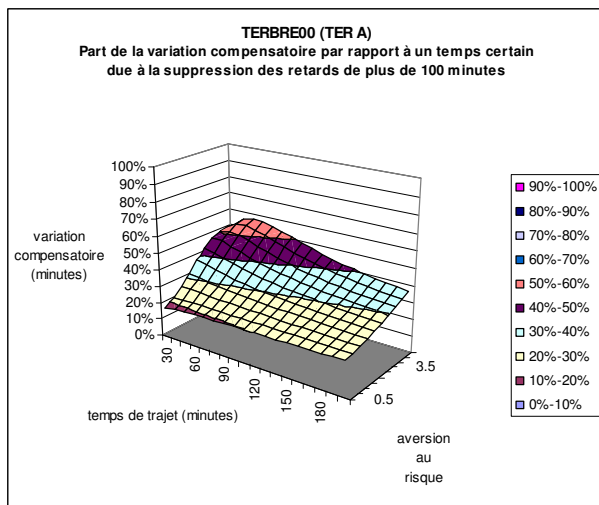
En termes d'utilisation pour les évaluations de projets, cet effet pose question à deux niveaux :

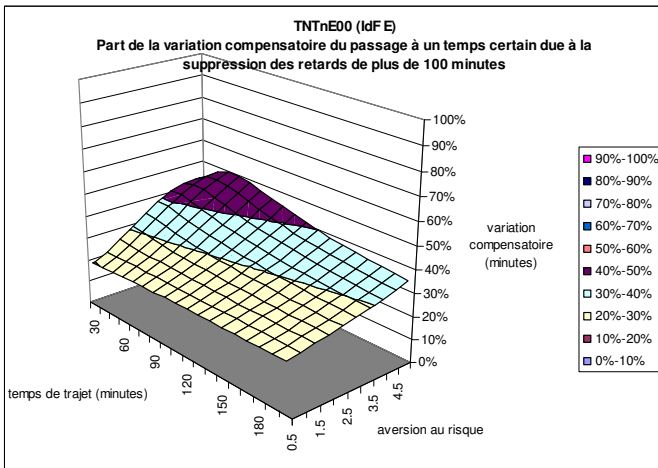
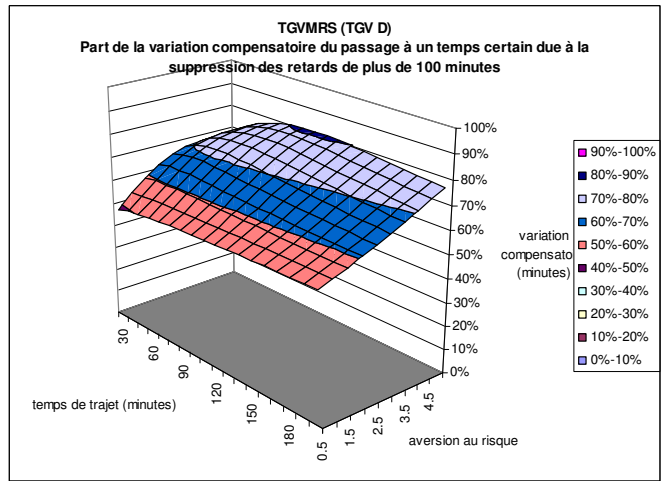
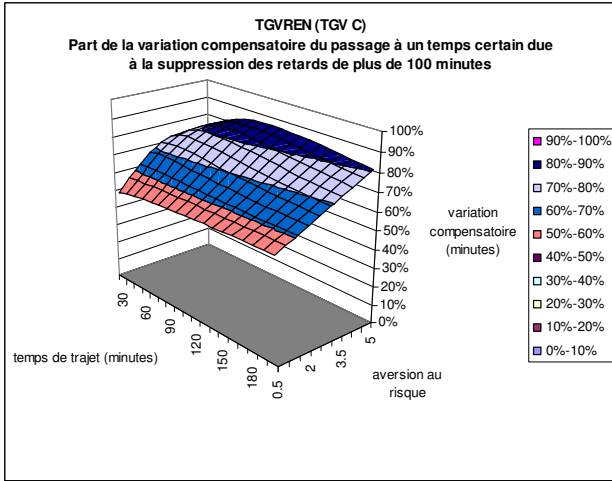
- la robustesse statistique des distributions n'est pas garantie, notamment dans le cas où les calculs sont faits sur des créneaux d'une heure. L'incertitude induite sur le niveau de valorisation de la fiabilité est très important ;
- la cause de ces grands retards doit être étudiée au cas par cas sur chaque projet afin de vérifier si la mesure prévue dans le projet modifie ou non ces grands retards. Sinon le projet pourrait avoir artificiellement des gains de fiabilité très importants.

De la même façon les statistiques de sécurité routière sont calculées sur 3 à 5 ans, il conviendrait d'avoir une période de calcul suffisante sur les données pour pouvoir faire des hypothèses sur les effets du projet sur ces très grands retards.

Si les distributions de temps de parcours ne peuvent pas être calculées sur des périodes de temps suffisamment longues pour garantir un minimum de robustesse des queues de distributions, il pourrait être envisagé de demander de les tronquer. Il est nécessaire dans tous les cas d'insister dans la fiche sur l'analyse fine des distributions de temps de parcours en insistant sur les queues de distributions et les effets mis en évidence dans cette note.

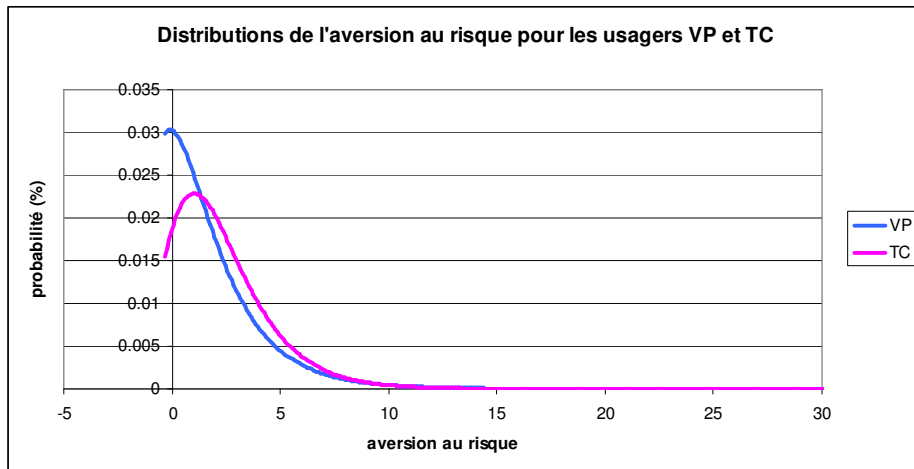
Il convient également de noter que la méthode des variations compensatoires reste la seule des méthodes testées qui permette de prendre en compte ce type de très grand retard : par définition la méthode P90-P50 ignore les queues de distributions extrêmes et l'écart-type ne permet pas non plus de prendre en compte cet effet de façon aussi discriminante à cause de la très faible probabilité de ces très grands retards.



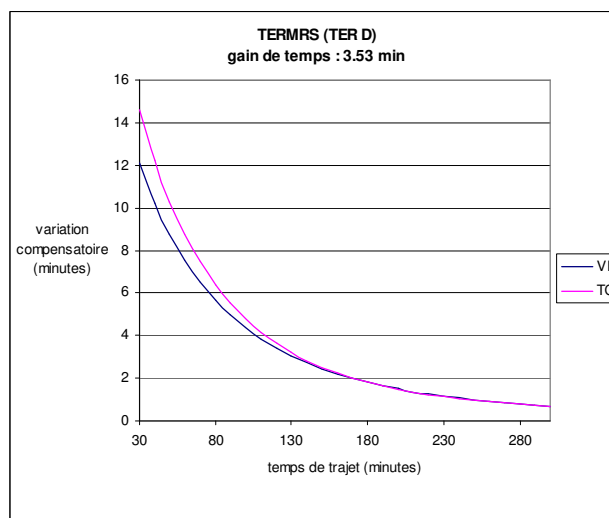
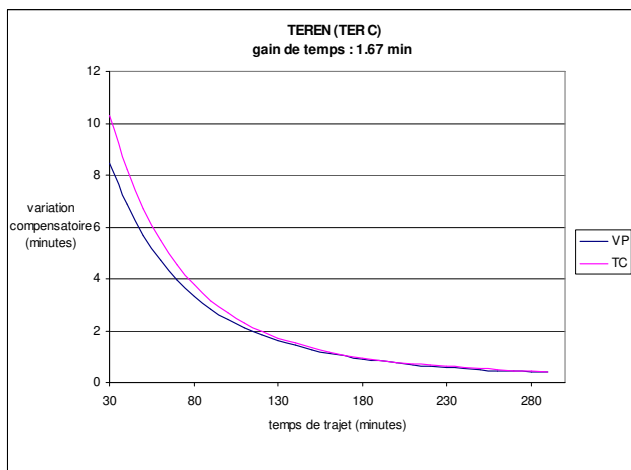
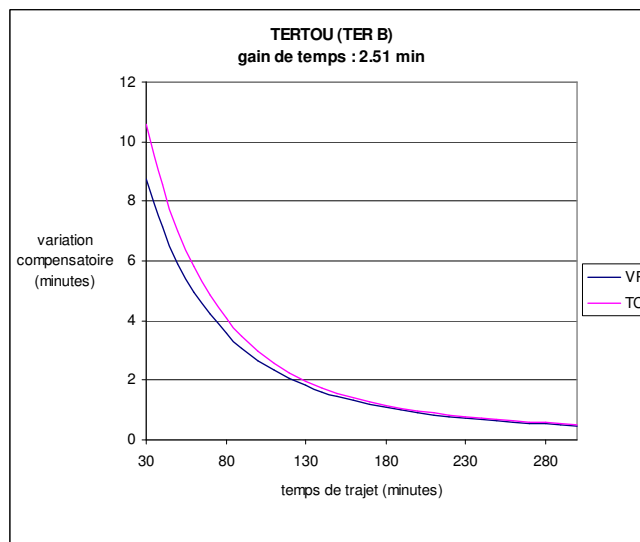
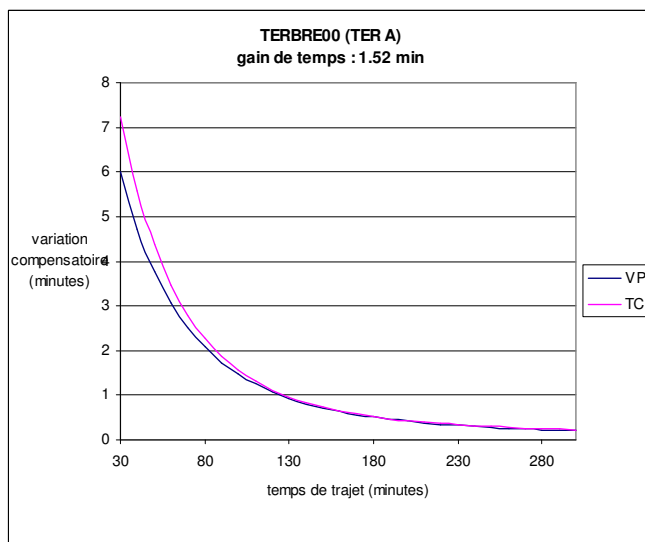


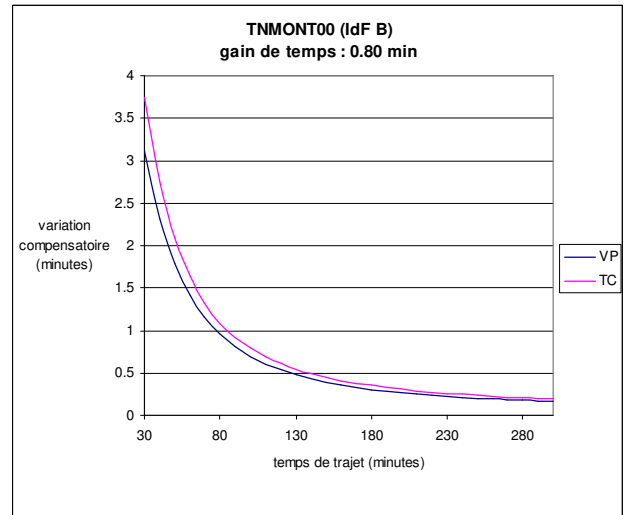
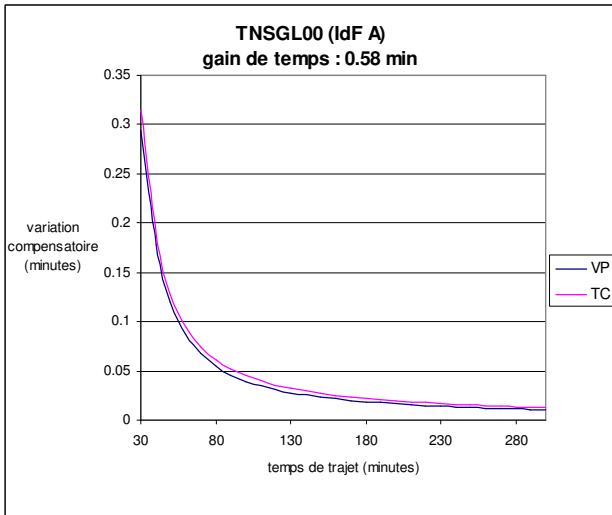
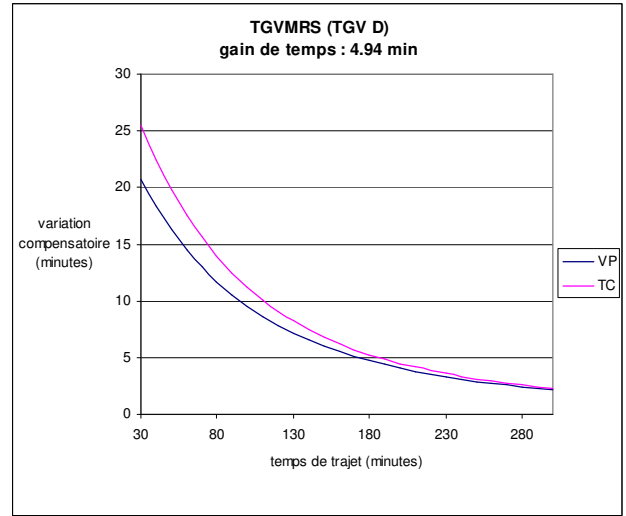
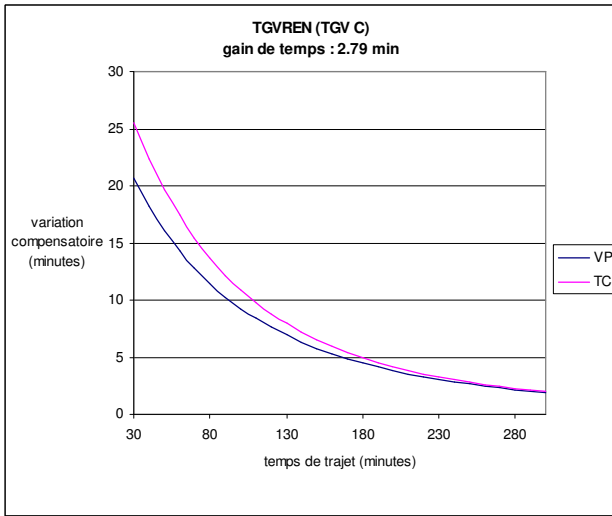
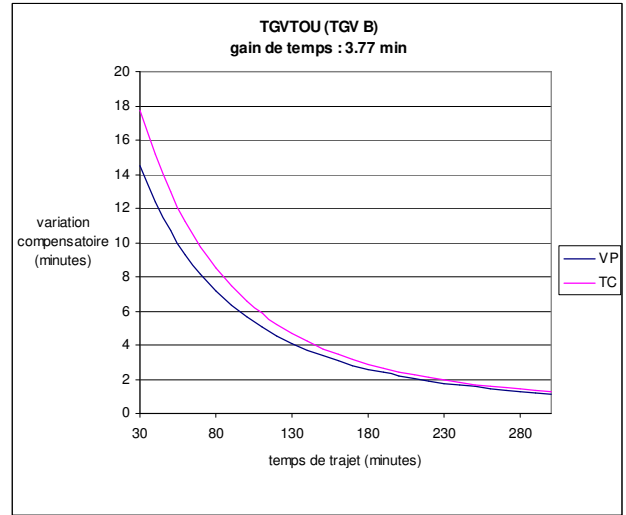
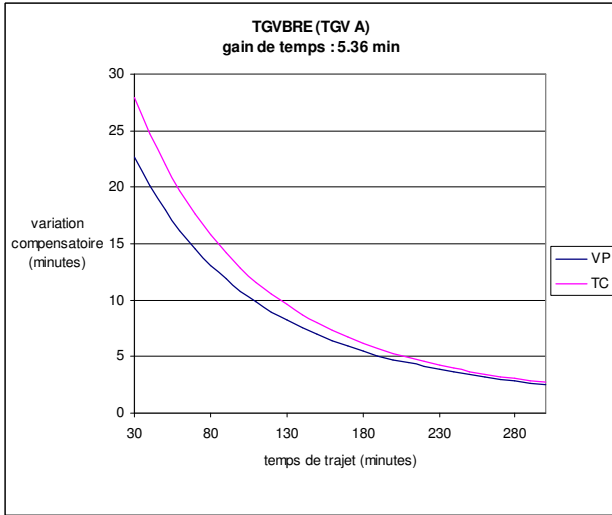
Calcul de la variation compensatoire avec fonction d'utilité CRRA et prise en compte de l'hétérogénéité de l'aversion au risque

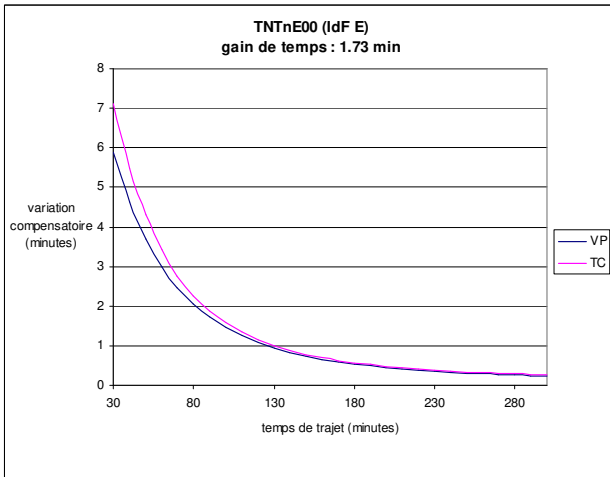
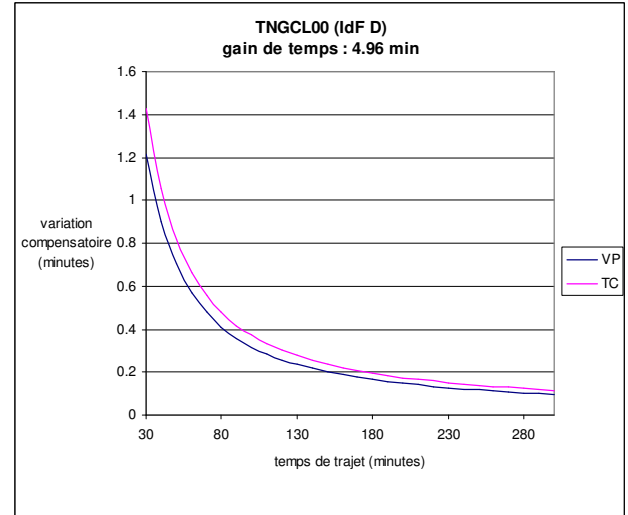
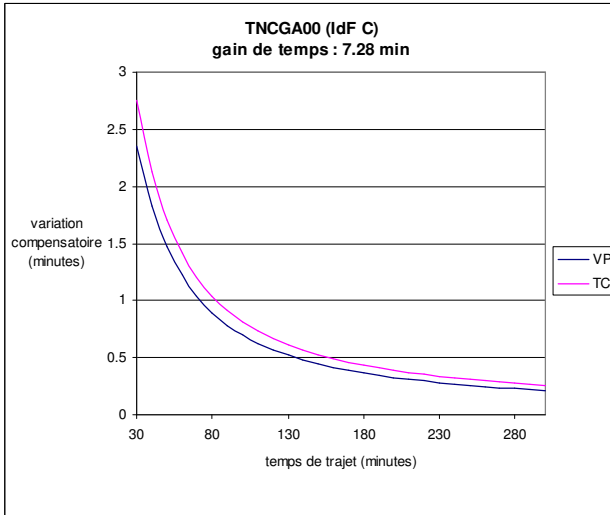
Les résultats ci-dessous sont les calculs de variation compensatoire par rapport à un temps de parcours certain, avec une aversion au risque θ suivant la distribution présentée dans les graphiques ci-dessous. Les distributions VP et TC sont testées.



NB : ci-dessous, les échelles des ordonnées varient selon les graphiques.







Les distributions de l'aversion au risque sont correspondent aux caractéristiques suivantes (tous motifs, toutes catégories socio-démographiques) :

Caractéristiques	coef
σ^{PC}	0.5153
σ^{PT}	0.3748
μ^{PC}	1.3388
$\mu^{PT} - \mu^{PC}$	1.71
θ^{PC}	-3.0166
θ^{PT}	-3.7893

La densité de probabilité de la distribution de l'aversion au risque est :

$$f(x) = \frac{1}{\sigma^m \cdot (x - \theta^m) \cdot \sqrt{2\Pi}} \times \exp \left[-\frac{1}{2} \cdot \left(\frac{\ln(x - \theta^m) - \mu^m}{\sigma^m} \right)^2 \right]$$

Comparaison des méthodes de valorisation de la fiabilité sur les distributions ferroviaires

Tableau 30 : comparaison des indicateurs de fiabilité sur les distributions ferroviaires

En minutes	TER A	TER B	TER C	TER D	TAGV A	TAGV B	TAGV C	TAGV D	IdF A	IdF B	IdF C	IdF D	IdF E
Gains de temps	1.52	2.51	1.67	3.53	5.36	3.77	2.79	4.94	0.58	0.80	7.28	4.96	1.73
écart-type du retard	6.3	9.8	7.9	10.2	18.1	14.2	14.3	17.2	1.8	6.4	10.5	7.0	6.9
P50	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	5	4	1
P90	5	7	4	8	12	12	7	13	2	5	18	11	5
(P90-P50) / écart-type	0.6	0.6	0.4	0.6	0.6	0.8	0.4	0.7	0.6	0.6	1.2	1.0	0.6
(P90-moy) / écart-type	0.6	0.5	0.3	0.4	0.4	0.6	0.3	0.5	0.8	0.7	1.0	0.9	0.5

Les deux dernières lignes du tableau ci-dessus fournissent un ordre de grandeur de la différence de niveau de valorisation par les différentes méthodes de la fiche. Le ratio entre l'indicateur P90-P50 et l'indicateur écart-type varie de 0.4 à 1.2 en fonction des distributions donc est variable, ici, avec un facteur 3. Le ratio entre ces deux méthodes proposé dans le fiche du référentiel est de $0.9/0.8=1.1$. Les gains pour les distributions ferroviaires sont donc plutôt sous-estimés par l'utilisation de l'indicateur P90-P50 par rapport à l'utilisation de l'écart-type (et plus encore par rapport à la variation compensatoire, comme montré par la suite) dans le cas de distributions avec des queues de distributions très étalées (TAGV et TER ici).

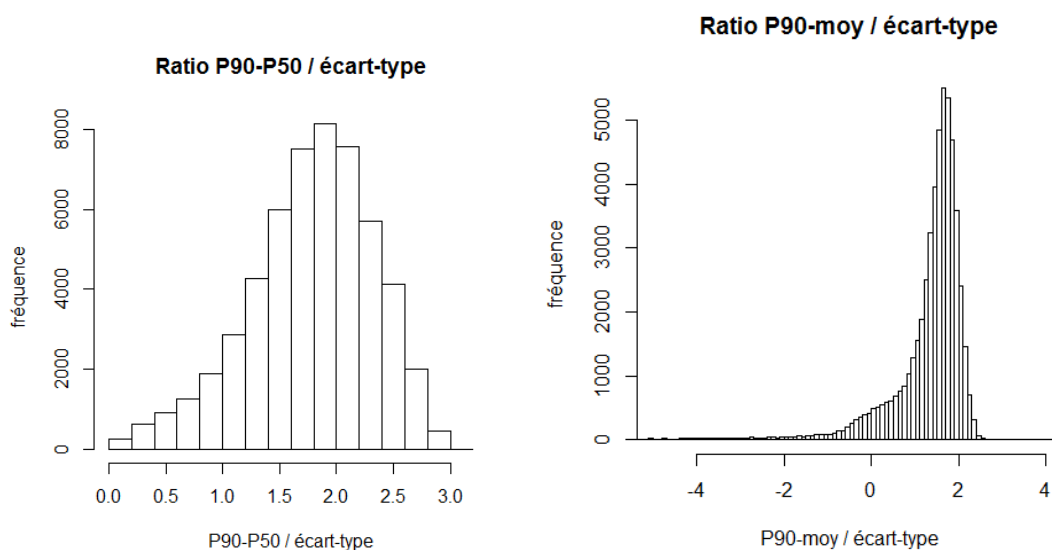
Sur les distributions **routières** d'Ile de France, les ratios P90-P50 / écart type et P90-moyenne / écart type sont les suivants :

P90-P50 / écart-type :

Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
0.000	1.449	1.830	1.777	2.167	3.134

P90-moyenne / écart-type :

Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
-9.600	1.122	1.547	1.195	1.797	4.101



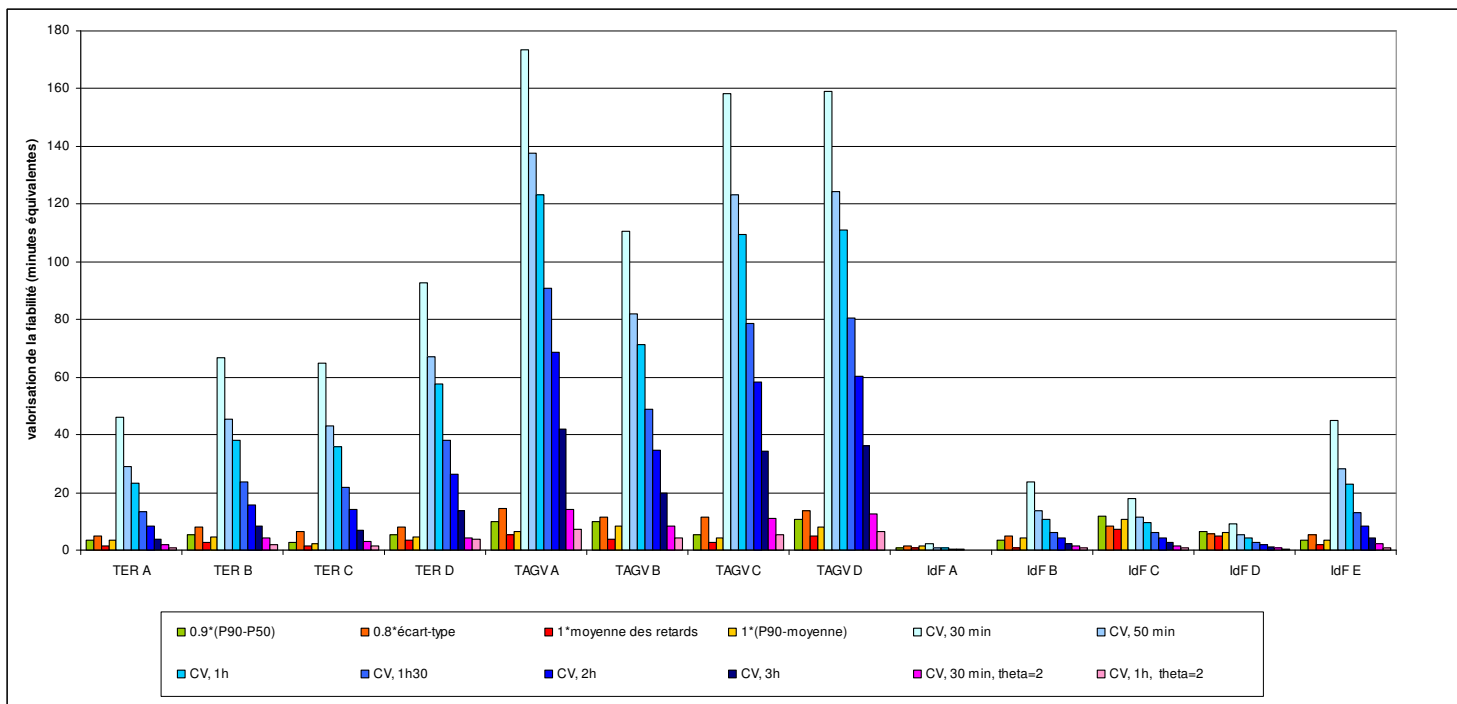


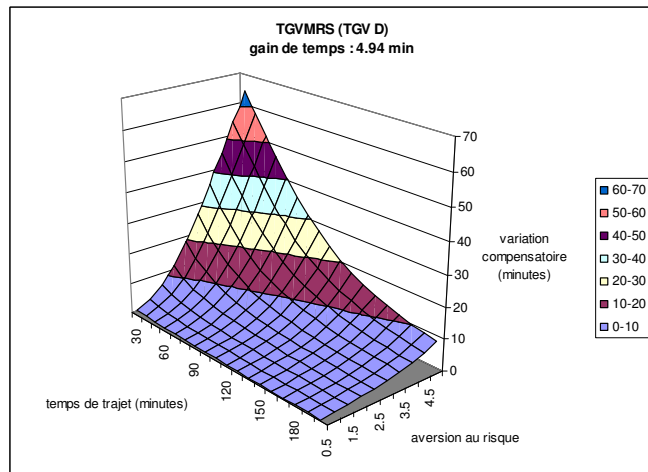
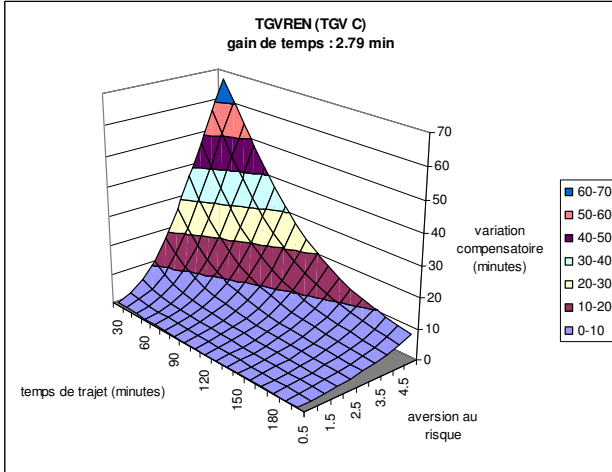
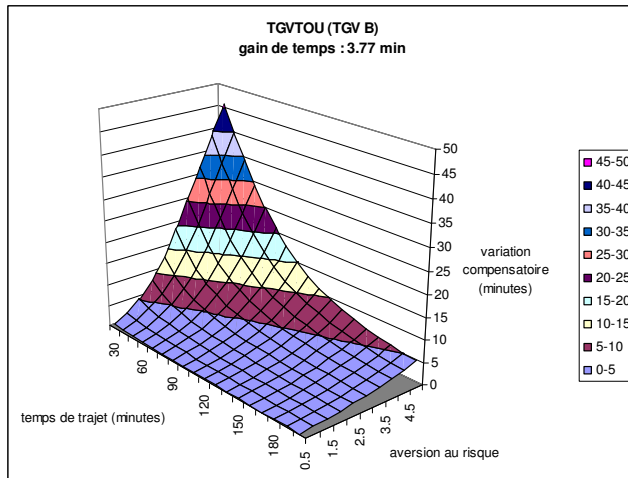
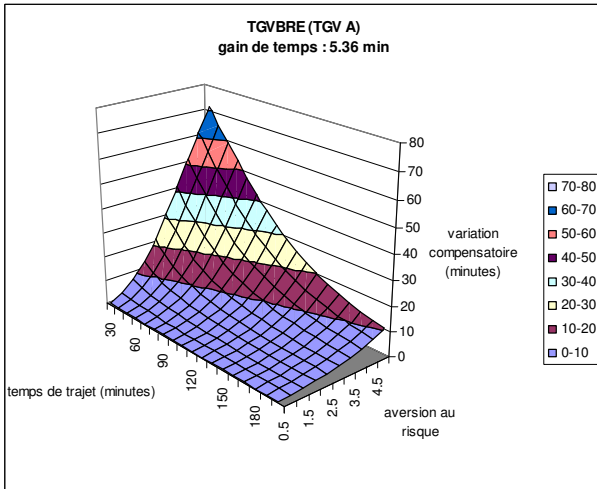
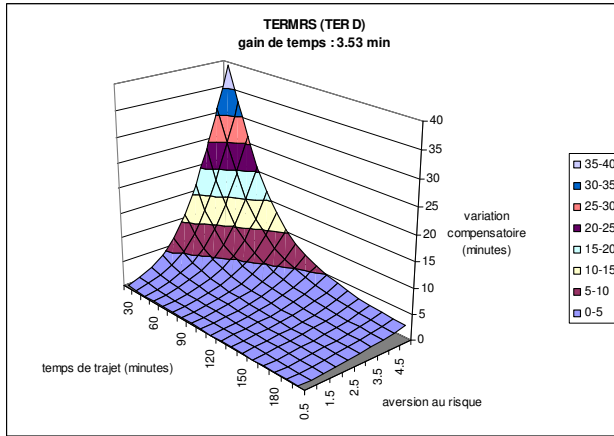
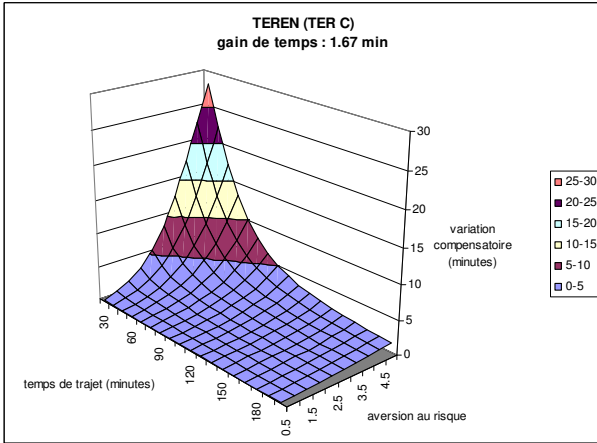
Tableau 31 : comparaison des niveaux de valorisation de la fiabilité par rapport à un temps certain en minutes équivalentes par les différentes méthodes

En minutes	TER A	TER B	TER C	TER D	TAGV A	TAGV B	TAGV C	TAGV D	IdF A	IdF B	IdF C	IdF D	IdF E
0.9*(P90-P50)	4	5	3	5	10	10	5	11	1	4	12	6	4
0.8*écart-type	5	8	6	8	14	11	11	14	1	5	8	6	6
Gains de temps	2	3	2	4	5	4	3	5	1	1	7	5	2
1*(P90-moyenne)	3	4	2	4	7	8	4	8	1	4	11	6	3
CV, 30 min									2	24	18	9	45
CV, 50 min									1	14	11	5	28
CV, 1h	23	38	36	58	123	71	109	111	1	11	9	4	23
CV, 1h30	13	24	22	38	91	49	79	80	0	6	6	3	13
CV, 2h	8	16	14	26	69	35	58	60	0	4	4	2	8
CV, 3h	4	8	7	14	42	20	34	36	0	2	3	1	4
CV, 30 min, theta=2	1.9	4.1	3.2	4.3	14.0	8.5	11.0	12.4	0.11	1.7	1.7	0.8	2.2
CV, 1h, theta=2	0.8	1.9	1.4	4.0	7.2	4.1	5.2	6.3	0.05	0.8	0.9	0.4	0.9

NB : les plus fortes valeurs de la variation compensatoire correspondent à de très grands retards sur des temps de trajets relativement courts pour des trajets en train interurbain. Les résultats pour des TER et TAGV avec des temps de trajets de moins de deux heures sont présentés ci-dessous à titre illustratif pour des cas extrêmes mais ne sont pas représentatifs de situations réelles.

Les ratios entre les méthodes sont du même ordre de grandeur pour toutes les méthodes excepté la variation compensatoire. Cette différence s'explique par les queues de distribution très longues des distributions TER et TAGV.

L'utilisation de la distribution des aversions au risque augmente l'impact de la queue de distribution (les résultats des lignes « CV, XX min » correspondent à l'utilisation de la variation compensatoire avec une distribution des aversions au risque tandis que les deux dernières lignes sont calculées avec une aversion au risque de 2.



Annexe 11. Modélisation des distributions de temps de parcours de l'A4 – rapport ENPC/CERMICS

Auteurs : Hachem MADMOUN, Tuteur : Bernard LAPEYRE

1 Introduction

- Dans le cadre de la valorisation de la fiabilité des temps de parcours, la piste envisagée par le comité consiste à intégrer l'effet de la variation de la distribution des temps de parcours dans le calcul de surplus par une approche exogène au modèle de trafic. Ce projet s'inscrit donc dans cette perspective et entend répondre à la question de l'estimation de la distribution des temps de parcours et de projeter cette distribution en fonction des caractéristiques du projet considéré. L'objectif étant de valoriser le surplus lié à une variation de cette distribution.
- Nous disposons à cet effet des données de temps de parcours (données 6 minutes) prélevées en 2016 sur 14 tronçons de l'autoroute A4.
- Le plan de travail se présente de la façon suivante :
 - Identifier les lois par station et par tranche d'une heure à l'aide d'une loi bimodale. L'idée sous-jacente à cette modélisation en mélanges gaussiens est d'identifier deux modes : un mode "fluide" et un mode "congestionné".
 - Proposer un modèle de corrélation entre les stations basé sur l'appartenance au mode "fluide" ou "congestionné".
 - Écrire un algorithme de simulation du temps de trajet sur la OD considérée.
 - Modifier une ou plusieurs lois de station et générer une nouvelle répartition du temps de parcours.
 - Évaluer le gain en prenant en compte la fonction d'utilité proposée.

2 Estimation du temps de parcours

2.1 Initialisation par l'algorithme du K-means

2.1.1 Objectif

On souhaiterait séparer les données en deux "groupes". L'un représenterait l'hypothèse d'un trafic fluide et l'autre groupe représenterait l'hypothèse d'un trafic congestionné. On a donc pensé à un algorithme de **clustering**.

2.1.2 Le clustering

Qu'est-ce que le clustering

- Il s'agit d'une classification non supervisée où il n'y a pas de classes prédéfinies. Ce qui revient à regrouper un ensemble d'objets dans des groupes de sorte qu'ils soient **similaires** au sein du même groupe et **dissimilaires** lorsqu'ils appartiennent à des groupes différents.
- On cherche à maximiser la similarité intra-classe et à minimiser la similarité inter-classes.

Intérêt Le clustering s'avère très utile. Il permet notamment de :

- Segmenter une base de données. Ce qui permet de condenser ou compresser les données d'une base de données spatiales (c'est-à-dire réduire la taille des paquets de données à traiter, dans l'ensemble de données considéré) ; par exemple, dans une image aérienne ou satellitaire un SIG peut traiter différemment les forêts, champs, prairies, routes, zones humides, etc. ici considérés comme des sous-espaces homogènes. Un traitement plus fin pouvant ensuite être appliqué à des sous-ensembles de ces classes (ex forêt de feuillus, de résineux, artificielles, naturelles, etc.)
- Traiter des volumes très importants de données, ce qui est loin d'être anodin à l'heure du Big Data.
- Classifier une base de données clients, pour la gestion de la relation client.
- Faire émerger des sous-ensembles et sous-concepts éventuellement impossibles à distinguer naturellement.

Points faibles

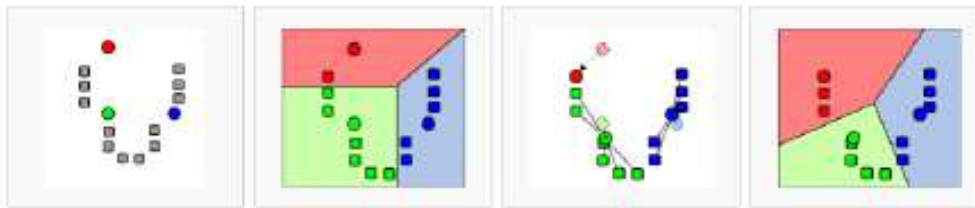
- Le problème est mal posé puisque la notion de **similarité** dépend de la distance utilisée.
- La performance est difficile à évaluer puisqu'il n'y a pas de sorties a priori, contrairement à la classification supervisée où l'on dispose de la méthodologie de la **validation croisée**.

2.1.3 L'algorithme du Kmeans

Description de l'algorithme Parmi les algorithmes les plus utilisés on peut citer celui du K-Means. L'idée est de représenter chaque classe par son centre de gravité de sorte que chaque objet appartienne à la classe dont le centre de gravité lui est le plus proche. Le critère de similarité est l'erreur quadratique entre un objet et le centre du cluster. L'algorithme consiste donc à :

- Fixer le nombre de classes a priori : K.

- Initialiser aléatoirement les centres (K objets tirés au hasard comme représentant les classes).
- (Ré)attribuer chaque objet O au cluster C_i de centre M_i tel que $dist(O, M_i)$ est minimal.
- Recalculer le barycentre M_i de chaque cluster.
- Itérer l'opération jusqu'à la stabilité.



Points forts

- L'algorithme est simple à implémenter et à comprendre.
- Il est relativement efficace ($O(tkri)$ où t est le nombre d'itérations, k le nombre de clusters et n le nombre d'objets).

Faiblesses

- L'algorithme nécessite de spécifier le nombre de clusters à l'avance.
- Il ne peut être utilisé que lorsque la notion de moyenne existe, il est donc inapplicable sur des données nominales.
- Il est sensible aux bruits, aux anomalies et surtout à l'initialisation.
- Il ne peut découvrir les groupes non-convexes.

2.2 Application de l'algorithme EM

2.2.1 Objectif

L'objectif de cet algorithme est de fournir l'estimation des 5 paramètres du mélange Gaussien : deux paramètres pour chaque gaussienne et un paramètre permettant de choisir l'une ou l'autre.

2.2.2 Description de l'algorithme EM

L'esprit de l'algorithme

- L'algorithme EM – pour Expectation-Maximisation – est un algorithme itératif dû à Dempster, Laird et Rubin (1977). Il s'agit d'une méthode d'estimation paramétrique s'inscrivant dans le cadre général du maximum de vraisemblance.
- Lorsque les seules données dont on dispose ne permettent pas l'estimation des paramètres, et/ou que l'expression de la vraisemblance est analytiquement impossible à maximiser, l'algorithme EM peut être une solution. De manière grossière et vague, il vise à fournir un estimateur lorsque cette impossibilité provient de la présence de données cachées ou manquantes ou plutôt, lorsque la connaissance de ces données rendrait possible l'estimation des paramètres.
- L'algorithme EM tire son nom du fait qu'à chaque itération il opère deux étapes distinctes :
 - La phase « Expectation », souvent désignée comme « l'étape E », procède comme son nom le laisse supposer à l'estimation des données inconnues, sachant les données observées et la valeur des paramètres déterminée à l'itération précédente.
 - la phase « Maximisation », ou « étape M », procède donc à la maximisation de la vraisemblance, rendue désormais possible en utilisant l'estimation des données inconnues effectuée à l'étape précédente, et met à jour la valeur du ou des paramètre(s) pour la prochaine itération.

Mise en œuvre

Description du modèle

- On fait l'hypothèse dans notre modèle qu'on dispose d'un échantillon $X = (X_1, \dots, X_n)$ i.i.d. d'observations issues d'un mélange de deux gaussiennes unidimensionnelles, et soit $Z = (Z_1, \dots, Z_n)$ la donnée cachée où Z_i détermine la gaussienne dont est issue X_i .

– Autrement dit :

$$\forall i \in \{1, \dots, 14\} \quad \mathcal{L}(X_i | \{Z_i = 0\}) = \mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1^2) \quad \text{et} \quad \mathcal{L}(X_i | \{Z_i = 1\}) = \mathcal{N}(\mu_2, \sigma_2^2)$$

$$\mathbb{P}(Z_i = 0) = 1 - \lambda \quad \text{et} \quad \mathbb{P}(Z_i = 1) = \lambda$$

– Ainsi, la loi du temps de parcours sur un tronçon s'écrit :

$$T = 1_{\{U=0\}}G_1 + 1_{\{U=1\}}G_2$$

$$\forall i \in \{1, 2\} \quad G_i \rightsquigarrow \mathcal{N}(\mu_i, \sigma_i^2) \quad \text{et} \quad U \rightsquigarrow \mathcal{B}(\lambda)$$

- Il s'agit donc d'estimer le paramètre $\theta = (\mu_1, \sigma_1, \mu_2, \sigma_2, \lambda)$ en ne connaissant que le vecteur X .
- Nous utiliserons donc l'algorithme EM.

Etape E

– La vraisemblance des données s'écrit :

$$L_n(X, Z | \theta) = \prod_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^2 1_{\{Z_i=j\}} \lambda_j f_j(X_i) \right)$$

– Où f_j est une densité gaussienne unidimensionnelle :

$$f_j(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_j^2}} \exp\left(-\frac{(x-\mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right)$$

– La log-vraisemblance des données s'écrit donc :

$$\log(L_n(X, Z | \theta)) = \sum_{i=1}^n \left[\sum_{j=1}^2 1_{\{Z_i=j\}} \left(\log(\lambda_j) - \log(2\pi) - \log(\sigma_j) - \frac{(x-\mu_j)^2}{2\sigma_j^2} \right) \right]$$

- L'étape E de l'algorithme nécessite de définir la distribution a posteriori de Z_j connaissant X_j et $\theta^{(r)}$.
- On définit la probabilité a posteriori pour que le point X_i soit issu de la distribution $f_j(\mathcal{N}(\mu_j, \sigma_j^2))$ connaissant $\theta^{(r)}$.

$$p_{i,j} = \mathbb{P}\{Z_i = j | X_i = x_i, \theta^{(r)}\} = \frac{\lambda_j f_j(x_i)}{\lambda_1 f_1(x_i) + \lambda_2 f_2(x_i)}$$

– On obtient ainsi :

$$\mathbb{E}_{Z|X, \theta^{(r)}} [L_n(X, Z | \theta)] = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^2 p_{i,j} \left(\log(\lambda_j) - \log(2\pi) - \log(\sigma_j) - \frac{(x-\mu_j)^2}{2\sigma_j^2} \right)$$

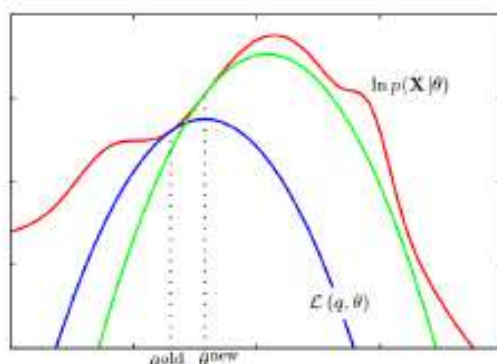
L'étape M

- Il s'agit de maximiser l'expression issue de l'étape E en θ . Ce qui ne présente pas de difficulté majeure.
- On obtient ainsi :

$$\left\{ \begin{array}{l} \lambda_j^{(r+1)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n p_{i,j} \\ \mu_j^{(r+1)} = \frac{\sum_{i=1}^n p_{i,j} x_i}{\sum_{i=1}^n p_{i,j}} \\ \sigma_j^{(r+1)} = \frac{\sum_{i=1}^n p_{i,j} (x_i - \mu_j^{(r+1)})^2}{\sum_{i=1}^n p_{i,j}} \end{array} \right.$$

Résumé

- Les étapes de l'algorithme pour estimer le paramètre θ se résument à :
 - Choisir θ^0 de manière aléatoire.¹
 - On suppose $\theta^{(r)}$ construit, l'étape **E** consiste à calculer $\mathbb{E}_{Z|X, \theta^{(r)}} [L_n(X, Z|\theta)] = Q(\theta)$
 - L'étape **M** consiste à choisir $\theta^{(r+1)}$ de sorte que : $\theta^{(r+1)} = \arg \max_{\theta} Q(\theta)$.



2.3 Application des deux algorithmes

- On a commencé par appliquer l'algorithme **Kmeans** pour séparer les données en deux blocs "fluide" et "congestionné".
- Nous calculons ensuite les moyennes et variances des deux blocs pour initialiser les 4 paramètres "moyenne" et "variance".
- Nous initialisons λ_1 à la fraction du nombre de données "fluides" issues de l'algorithme Kmeans sur le nombre de données totales traitées.
- Nous appliquons ensuite l'algorithme EM.

2.4 Description des corrélations

2.4.1 Modélisation

La modélisation des corrélations repose sur l'idée qu'il y a de fortes corrélations entre les stations, de sorte qu'une anomalie de trafic sur un tronçon est enclive de se propager sur les autres tronçons.

2.4.2 Mise en équation

- Le temps de parcours sur chaque station $i \in \{1, \dots, 14\}$ suit la loi suivante :

$$T = 1_{\{U=0\}}G_1 + 1_{\{U=1\}}G_2$$

où

$$\forall i \in \{1, 2\} \quad X_i \rightsquigarrow \mathcal{N}(\mu_i, \sigma_i^2) \quad \text{et} \quad U \rightsquigarrow \mathcal{B}(p)$$

- Pour décrire justement les fortes corrélations entre ces lois marginales, nous allons considérer une loi uniforme commune à toutes les lois marginales. Cela donne :

$$\forall i \in \{1, \dots, 14\} \quad T_i = 1_{\{U \leq \lambda_i\}}G_i^1 + 1_{\{U > \lambda_i\}}G_i^2$$

où

$$\forall j \in \{1, 2\} \quad \forall i \in \{1, \dots, 14\} \quad G_i^j \rightsquigarrow \mathcal{N}(\mu_i, \sigma_i^2) \quad \text{et} \quad U \rightsquigarrow \mathcal{U}([0, 1])$$

1. Mais nous avons préféré l'initialiser judicieusement, c'est l'objet de l'algorithme kmeans

2.5 Distribution des vecteurs issus de la modélisation des corrélations

2.5.1 Démarche

- Nous simulons des lois marginales suivant une loi bimodale dont les paramètres sont issues des résultats fournis par l'algorithme EM.
- Nous générons ensuite pour chaque tranche d'une heure, le vecteur correspondant à ces lois marginales et aux corrélations décrites en première partie.
- Nous comparons ensuite le résultat obtenu aux données réelles.

2.5.2 Résultats

- Nous obtenons ainsi pour la tranche 6h-7h la représentation suivante des stations 1 et 3 où l'on peut distinguer un mode fluide et un mode congestionné :

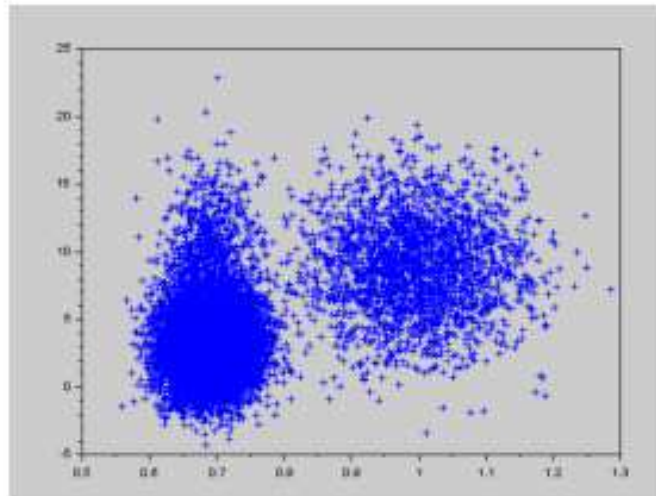


FIGURE 1 – Représentation des stations 1 et 3 du vecteur de la tranche 6-7

3 Estimation des paramètres par station

3.1 Traitement des données

- Nous disposons d'un nombre important de temps de parcours dans 14 stations toutes les 6 minutes de 6h du matin jusqu'à 11h du matin.
- Nous avons commencé par épurer les données en supprimant les données parasites. En effet, certains temps de parcours sont totalement disproportionnés par rapport à l'écrasante majorité des temps de parcours d'une station donnée, et laissent présager la possibilité d'un trafic ralenti pour des raisons exceptionnelles telles qu'un accident. Cela a pour effet d'empêcher la convergence des algorithmes.
- L'objectif étant d'être fidèle au maximum aux données réelles et d'obtenir la convergence des algorithmes, un bon compromis serait de tronquer le minimum possible de données. Le tableau suivant résume le travail de troncature effectué. Nous avons tout de même tenu à ce qu'une grande proportion des données (entre 80% et 90%) soit traitée.

Stations	Nombre de données	nombre de données traitées	
1	6278	5923	94 %
3	7978	7125	89 %
4	16692	16692	100 %
5	7143	6419	89 %
7	8364	7304	87 %
10	16184	14004	86 %
13	13798	12974	94 %
14	13976	11004	78 %
15	31782	27768	87 %
16	15542	12924	83 %
17	32344	24202	75 %
19	22908	17509	76 %
20	15014	11854	79 %
21	7155	6598	92 %

TABLE 1 – Troncature des données

Stations	TP_{min}	TP_{max}	y_{max}	Nombres de classes
1	0.6	1.2	0.08	76
3	0.3	5.0	0.18	84
4	0.2	9.0	0.24	124
5	0.7	1.5	0.08	80
7	0.5	1.0	0.08	85
10	1.1	7.5	0.14	118
13	1.1	2.5	0.09	113
14	0.2	0.6	0.08	104
15	0.2	5.0	0.06	166
16	0.2	0.5	0.14	113
17	0.2	0.9	0.06	155
19	0.2	0.6	0.12	132
20	0.2	5.2	0.22	108
21	0.2	5.8	0.09	81

TABLE 2 – Caractéristiques des données

3.2 Résultats

L'algorithme final nous fournit l'estimation des 5 paramètres par station :

Stations	λ	μ_1	μ_2	σ_1	σ_2
1	0.510	0.711	1.07	0.0453	0.0669
3	0.667	0.686	3.27	0.118	0.677
4	0.740	0.463	7.21	0.498	2.92
5	0.733	0.818	1.18	0.0479	0.142
7	0.212	0.670	0.826	0.0822	0.0488
10	0.832	2.43	4.97	0.517	1.45
13	0.596	1.28	2.10	0.157	0.216
14	0.550	0.276	0.440	0.0383	0.0579
15	0.705	0.798	3.296	0.495	0.878
16	0.699	0.255	0.380	0.0261	0.0481
17	0.821	0.415	0.652	0.0564	0.104
19	0.923	0.319	0.505	0.0482	0.0587
20	0.464	0.347	3.50	0.122	0.948
21	0.257	0.859	3.20	0.670	1.02

TABLE 3 – Estimation des paramètres

4 Estimation des paramètres par tranche heure

4.1 Station 1

4.1.1 Données par tranche

Tranche	Nombre de données
6-7	1664
7-8	1243
8-9	1079
9-10	995
10-11	1297

TABLE 4 – Nombre de données par tranche pour la station 1

Tranche	TP_{min}	TP_{max}	y_{max}	Nombres de classes
6-7	0.6	1.3	0.2	40
7-8	0.6	1.5	0.24	35
8-9	0.6	3.4	0.24	32
9-10	0.6	2.4	0.2	31
10-11	0.6	1.5	0.3	36

TABLE 5 – Caractéristiques des données par tranche pour la station 1

4.1.2 Résultats par tranche

Tranche	λ_1	μ_1	μ_2	σ_1	σ_2
6-7	0.828	0.690	0.991	0.0350	0.0835
7-8	0.124	0.750	1.06	0.0576	0.0506
8-9	0.133	0.763	1.12	0.0700	0.187
9-10	0.945	1.01	1.69	0.206	0.341
10-11	0.794	0.715	1.04	0.0289	0.107

TABLE 6 – Estimation des paramètres par tranche de la station 1

4.2 Station 3

4.2.1 Données par tranche

Tranche	Nombre de données
6-7	1451
7-8	1685
8-9	1680
9-10	1649
10-11	1513

TABLE 7 – Nombre de données par tranche pour la station 3

Tranche	TP_{min}	TP_{max}	γ_{max}	Nombres de classes
6-7	0	16	0.14	38
7-8	0	21	0.9	41
8-9	0	16	0.8	40
9-10	0	21	0.7	40
10-11	0	16	0.3	38

TABLE 8 – Caractéristiques des données par tranche pour la station 3

4.2.2 Résultats par tranche

Tranche	λ_1	μ_1	μ_2	σ_1	σ_2
6-7	0.758	3.08	8.91	1.96	3.43
7-8	0.917	0.701	6.52	0.161	3.58
8-9	0.908	0.849	5.70	0.516	3.18
9-10	0.700	0.733	3.89	0.157	2.39
10-11	0.192	0.687	3.44	0.133	1.36

TABLE 9 – Estimation des paramètres par tranche de la station 3

4.3 Station 4

4.3.1 Données par tranche

Tranche	Nombre de données
6-7	3393
7-8	1685
8-9	1680
9-10	1649
10-11	1513

TABLE 10 – Nombre de données par tranche pour la station 4

Tranche	TP_{min}	TP_{max}	y_{max}	Nombres de classes
6-7	0	12	0.6	58
7-8	0	21	0.9	41
8-9	0	16	0.8	40
9-10	0	21	0.7	40
10-11	0	16	0.3	38

TABLE 11 – Caractéristiques des données par tranche pour la station 4

4.3.2 Résultats par tranche

Tranche	λ_1	μ_1	μ_2	σ_1	σ_2
6-7	0.594	0.265	7.06	0.118	2.24
7-8	0.861	0.457	7.59	0.375	3.50
8-9	0.854	0.891	7.67	1.04	3.89
9-10	0.755	0.627	6.99	0.731	3.08
10-11	0.717	0.282	8.18	0.132	2.25

TABLE 12 – Estimation des paramètres par tranche de la station 4

4.4 Station 5

4.4.1 Données par tranche

Tranche	Nombre de données
6-7	1388
7-8	1472
8-9	1425
9-10	1437
10-11	1421

TABLE 13 – Nombre de données par tranche pour la station 5

Tranche	TP_{min}	TP_{max}	y_{max}	Nombres de classes
6-7	0	40	1	74 ¹
7-8	0	30	0.7	38
8-9	0	30	0.5	37
9-10	0	30	0.6	37
10-11	0	40	0.8	74 ²

TABLE 14 – Caractéristiques des données par tranche pour la station 5

4.4.2 Résultats par tranche

Tranche	λ_1	μ_1	μ_2	σ_1	σ_2
6-7	0.992	0.856	19.3	0.0973	7.76
7-8	0.942	0.893	21.6	0.179	7.11
8-9	0.795	1.05	22.3	0.604	6.70
9-10	0.942	0.997	19.4	0.285	7.86
10-11	0.988	0.945	19.9	0.214	8.58

TABLE 15 – Estimation des paramètres par tranche de la station 5

4.5 Station 7

4.5.1 Données par tranche

Tranche	Nombre de données
6-7	1667
7-8	1698
8-9	1690
9-10	1682
10-11	1627

TABLE 16 – Nombre de données par tranche pour la station 7

Tranche	TP_{min}	TP_{max}	y_{max}	Nombres de classes
6-7	0	26	0.7	40
7-8	0	20	1	41
8-9	0	16	0.8	41
9-10	0	39	0.9	82 ¹
10-11	0	20	0.8	40

TABLE 17 – Caractéristiques des données par tranche pour la station 7

1. Exceptionnellement, nous n'avons pas pris la racine carrée du nombre de données en guise de nombre de classes de l'histogramme, mais le double pour pouvoir visualiser le pic en mode fluide (99% des temps de parcours sont entre 0 et 1.5)

2. Tout comme pour le cas de la tranche 6-7, il y a un pic au niveau du mode fluide, nous avons également doublé le nombre de classes pour le visualiser

1. On a pris le double de la racine carrée du nombre de données

4.5.2 Résultats par tranche

Tranche	λ_1	μ_1	μ_2	σ_1	σ_2
6-7	0.909	0.715	9.68	0.120	4.35
7-8	0.991	0.816	7.05	0.112	4.72
8-9	0.982	0.822	7.56	0.125	4.07
9-10	0.967	0.826	9.67	0.179	5.98
10-11	0.863	0.807	8.58	0.280	3.93

TABLE 18 – Estimation des paramètres par tranche de la station 7

4.6 Station 10

4.6.1 Données par tranche

Tranche	Nombre de données
6-7	3088 ¹
7-8	3234 ²
8-9	3200 ³
9-10	3224 ⁴
10-11	3128 ⁵

TABLE 19 – Nombre de données par tranche pour la station 10

Tranche	TP _{min}	TP _{max}	y_{max}	Nombres de classes
6-7	0	40	0.5	55
7-8	0	40	0.6	56
8-9	0	40	0.6	56
9-10	0	40	0.6	56
10-11	0	40	0.5	55

TABLE 20 – Caractéristiques des données par tranche pour la station 10

4.6.2 Résultats par tranche

Tranche	λ_1	μ_1	μ_2	σ_1	σ_2
6-7	0.877	2.42	20.0	1.37	8.14
7-8	0.911	2.95	9.16	0.812	3.21
8-9	0.913	2.87	8.71	0.803	3.78
9-10	0.876	2.90	12.4	1.10	5.95
10-11	0.868	3.09	18.1	2.03	7.26

TABLE 21 – Estimation des paramètres par tranche de la station 10

1. Nous avons traité 99% des données pour que l'algorithme converge
2. Données également tronquées à 99% pour que l'algorithme converge
3. Données également tronquées à 98% pour que l'algorithme converge
4. Données également tronquées à 98% pour que l'algorithme converge
5. Données également tronquées à 99% pour que l'algorithme converge

4.7 Station 13

4.7.1 Données par tranche

Tranche	Nombre de données
6-7	2526
7-8	2808
8-9	2828
9-10	2814 ¹
10-11	2794

TABLE 22 – Nombre de données par tranche pour la station 13

Tranche	TP _{min}	TP _{max}	y _{max}	Nombres de classes
6-7	0	60	0.9	50
7-8	0	45	0.6	52
8-9	0	53	0.7	53
9-10	0	13	0.4	53
10-11	0	60	0.6	52

TABLE 23 – Caractéristiques des données par tranche pour la station 13

4.7.2 Résultats par tranche

Tranche	λ_1	μ_1	μ_2	σ_1	σ_2
6-7	0.987	1.57	32.0	0.349	16.1
7-8	0.984	1.85	13.9	0.499	12.6
8-9	0.984	1.97	22.6	0.504	17.5
9-10	0.582	1.25	2.18	0.158	0.950
10-11	0.974	1.24	39.5	0.277	10.7

TABLE 24 – Estimation des paramètres par tranche de la station 13

4.8 Station 14

4.8.1 Données par tranche

Tranche	Nombre de données
6-7	3134
7-8	2698
8-9	2482
9-10	2680
10-11	2982

TABLE 25 – Nombre de données par tranche pour la station 14

1. Données tronquées de façon à traiter 99% des données pour que l'algorithme converge

Tranche	TP_{min}	TP_{max}	y_{max}	Nombres de classes
6-7	0	13	0.95	55
7-8	0	13	0.7	51
8-9	0	13	0.7	49
9-10	0	13	0.5	51
10-11	0	10	0.5	54

TABLE 26 - Caractéristiques des données par tranche pour la station 14

4.8.2 Résultats par tranche

Tranche	λ_1	μ_1	μ_2	σ_1	σ_2
6-7	0.965	0.339	4.90	0.0695	2.60
7-8	0.870	0.403	6.52	0.145	2.32
8-9	0.894	0.410	6.26	0.153	2.48
9-10	0.776	0.358	6.70	0.143	2.30
10-11	0.531	0.276	6.54	0.133	1.95

TABLE 27 - Estimation des paramètres par tranche de la station 14

4.9 Station 15

4.9.1 Données par tranche

Tranche	Nombre de données
6-7	6468
7-8	6392
8-9	6324
9-10	6324
10-11	6274

TABLE 28 - Nombre de données par tranche pour la station 15

Tranche	TP_{min}	TP_{max}	y_{max}	Nombres de classes
6-7	0	26	0.4	80
7-8	0	26	0.3	79
8-9	0	26	0.2	79
9-10	0	20	0.2	79
10-11	0	20	0.1	79

TABLE 29 - Caractéristiques des données par tranche pour la station 15

4.9.2 Résultats par tranche

Tranche	λ_1	μ_1	μ_2	σ_1	σ_2
6-7	0.893	0.639	8.37	0.548	4.57
7-8	0.901	1.23	9.35	1.05	4.29
8-9	0.891	1.45	8.56	1.24	4.22
9-10	0.875	2.01	8.43	1.50	3.72
10-11	0.854	2.73	8.97	1.51	3.52

TABLE 30 – Estimation des paramètres par tranche de la station 15

4.10 Station 16

4.10.1 Données par tranche

Tranche	Nombre de données
6-7	3236
7-8	3174
8-9	3040
9-10	3014
10-11	3078

TABLE 31 – Nombre de données par tranche pour la station 16

Tranche	TP_{min}	TP_{max}	y_{max}	Nombres de classes
6-7	0	10	0.7	56
7-8	0	13	0.8	56
8-9	0	10	0.9	55
9-10	0	10	0.8	54
10-11	0	10	0.6	55

TABLE 32 – Caractéristiques des données par tranche pour la station 16

4.10.2 Résultats par tranche

Tranche	λ_1	μ_1	μ_2	σ_1	σ_2
6-7	0.954	0.327	6.10	0.0758	2.46
7-8	0.881	0.303	7.18	0.0795	1.87
8-9	0.981	0.300	7.33	0.0659	2.50
9-10	0.814	0.276	7.60	0.0591	1.56
10-11	0.558	0.242	7.48	0.0380	1.51

TABLE 33 – Estimation des paramètres par tranche de la station 16

4.11 Station 17

4.11.1 Données par tranche

Tranche	Nombre de données
6-7	6548
7-8	6540
8-9	6412
9-10	6418
10-11	6426

TABLE 34 – Nombre de données par tranche pour la station 17

Tranche	TP_{min}	TP_{max}	y_{max}	Nombres de classes
6-7	0	19	0.5	80
7-8	0	29	0.7	80
8-9	0	19	0.6	80
9-10	0	19	0.6	80
10-11	0	19	0.6	80

TABLE 35 – Caractéristiques des données par tranche pour la station 17

4.11.2 Résultats par tranche

Tranche	λ_1	μ_1	μ_2	σ_1	σ_2
6-7	0.903	0.529	4.83	0.217	3.59
7-8	0.849	0.544	4.33	0.431	2.35
8-9	0.863	0.472	4.91	0.143	2.72
9-10	0.715	0.447	4.12	0.122	2.01
10-11	0.565	0.421	3.69	0.0667	1.67

TABLE 36 – Estimation des paramètres par tranche de la station 17

4.12 Station 19

4.12.1 Données par tranche

Tranche	Nombre de données
6-7	4587
7-8	4637
8-9	4664
9-10	4576
10-11	4444

TABLE 37 – Nombre de données par tranche pour la station 19

Tranche	TP _{min}	TP _{max}	y _{max}	Nombres de classes
6-7	0	13	0.6	67
7-8	0	13	0.7	68
8-9	0	13	0.7	68
9-10	0	9	0.8	67
10-11	0	13	0.8	66

TABLE 38 – Caractéristiques des données par tranche pour la station 19

4.12.2 Résultats par tranche

Tranche	λ_1	μ_1	μ_2	σ_1	σ_2
6-7	0.811	0.423	4.32	0.281	2.64
7-8	0.786	0.341	4.08	0.128	2.19
8-9	0.912	0.357	4.99	0.112	2.09
9-10	0.852	0.337	4.59	0.0876	1.82
10-11	0.778	0.321	4.93	0.0546	1.98

TABLE 39 – Estimation des paramètres par tranche de la station 19

4.13 Station 20

4.13.1 Données par tranche

Tranche	Nombre de données
6-7	2985
7-8	2952
8-9	3055
9-10	3050
10-11	2967

TABLE 40 – Nombre de données par tranche pour la station 20

Tranche	TP _{min}	TP _{max}	y _{max}	Nombres de classes
6-7	0	11	0.2	54
7-8	0	11	0.2	54
8-9	0	14	0.7	55
9-10	0	14	0.5	55
10-11	0	11	0.3	54

TABLE 41 – Caractéristiques des données par tranche pour la station 20

4.13.2 Résultats par tranche

Tranche	λ_1	μ_1	μ_2	σ_1	σ_2
6-7	0.698	2.38	5.75	1.28	2.10
7-8	0.626	2.33	5.83	1.50	2.07
8-9	0.722	0.384	5.64	0.204	2.33
9-10	0.506	0.467	5.52	0.474	2.33
10-11	0.413	1.29	6.17	1.45	2.18

TABLE 42 – Estimation des paramètres par tranche de la station 20

4.14 Station 21

4.14.1 Données par tranche

Tranche	Nombre de données
6-7	1383
7-8	1405 ¹
8-9	1503
9-10	1450
10-11	1394

TABLE 43 – Nombre de données par tranche pour la station 21

Tranche	TP _{min}	TP _{max}	y _{max}	Nombres de classes
6-7	0	13	0.3	37
7-8	0	9	0.2	37
8-9	0	13	0.4	38
9-10	0	13	0.2	38
10-11	0	26	0.3	37

TABLE 44 – Caractéristiques des données par tranche pour la station 21

4.14.2 Résultats par tranche

Tranche	λ_1	μ_1	μ_2	σ_1	σ_2
6-7	0.879	2.35	5.58	0.682	2.56
7-8	0.814	2.46	5.04	0.690	1.47
8-9	0.717	1.31	5.44	1.23	2.37
9-10	0.700	2.06	5.15	1.30	2.19
10-11	0.766	3.06	6.84	1.27	2.81

TABLE 45 – Estimation des paramètres par tranche de la station 21

1. Données tronquées de façon à traiter 99% des données pour que l'algorithme converge

**Ministère de la Transition
écologique et solidaire**
92055 La Défense CEDEX
Tél. : 01 40 81 21 22

