Avoir les coudes serrés dans le métro parisien : évaluation contingente du confort des déplacements

Luke Haywood et Martin Koning

Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/rei/5489>

DOI : 10.4000/rei.5489

ISSN : 1773-0198

Éditeur

De Boeck Supérieur

Édition imprimée

Date de publication : 15 décembre 2012

Pagination : 111-144

ISSN : 0154-3229

Référence électronique

Luke Haywood et Martin Koning, « Avoir les coudes serrés dans le métro parisien : évaluation contingente du confort des déplacements », *Revue d'économie industrielle* [En ligne], 140 | 4ème trimestre 2012, mis en ligne le 15 décembre 2014, consulté le 30 avril 2019. URL : <http://journals.openedition.org/rei/5489> ; DOI : 10.4000/rei.5489

AVOIR LES COUDES SERRÉS DANS LE MÉTRO PARISIEN : ÉVALUATION CONTINGENTE DU CONFORT DES DÉPLACEMENTS

Mots-clés : Confort des déplacements, effet externe de congestion dans le métro, méthode d'évaluation contingente, métro parisien.

Key words : Travel Comfort, External Cost of Subway Congestion, Contingent Valuation Methodology, Central Paris Subway Network.

I. — INTRODUCTION

En matière de politique des transports urbains, on peut raisonnablement avancer que la réduction du trafic automobile constitue un objectif partagé par les autorités de tous bords, qu'elles soient locales, nationales ou supra-nationales (Conseil d'Analyse stratégique (2008), Commission européenne (2007), OCDE (2003)). Les externalités négatives générées par les voitures (congestion, CO₂ et autres polluants, accidents, bruits) justifient en effet des interventions correctrices visant à minimiser les pertes de bien-être collectif (Quinet (2004), Parry *et al.* (2007)). Ces interventions reposent le plus souvent sur une modification du coût généralisé d'utilisation des voitures (temps et argent) incitant les automobilistes à opter pour des modes alternatifs, les transports publics notamment. Les exemples de Londres ou de Stockholm, villes ayant instauré un péage de congestion, montrent ainsi que des politiques des trans-

(*) Les auteurs souhaitent remercier Anne Fehr et Luc Lenormand (pour l'accès à la base de données) ainsi que Rémy Prud'homme (qui a initié le projet de recherche) et les agents de la RATP (ayant servi de contact pour l'étude). Cet article a également bénéficié de nombreux commentaires lors des présentations faites (SEPIO 2011, congrès de l'ERSA 2011, congrès de l'ITEA 2011, journées LAGV 2011) ainsi que de ceux de l'éditeur de ce numéro spécial. Les résultats de cet article n'engagent que les auteurs, et non leurs institutions respectives.

ports actives peuvent induire un important recul de l'automobilité (Eliasson (2009), Santos and Bharkarb (2006)).

Bien qu'il constitue souvent un objectif affiché, il se peut toutefois qu'un report modal trop important de la voiture vers les transports publics ait des conséquences néfastes sur le bien-être des usagers des transports publics. Ceci semble notamment vrai pour les agglomérations dont le réseau de transports publics repose majoritairement sur le métro, mode caractérisé par une faible élasticité de l'offre en raison des coûts financiers des infrastructures et/ou de la topographie des zones concernées. Dans ces villes, une forte croissance de la demande de métros peut engendrer une congestion du réseau de transports publics. À l'extrême, celui-ci se transforme en un goulot : il devient très difficile d'accéder aux quais et aux wagons, phénomène induisant d'autant plus de pertes de temps que le trafic est ralenti (Kraus (2003), Kraus and Yoshida (2002), Arnott and Yan (2000), *Transportation Research Board* (1999)).

Il semblerait que le coût généralisé d'utilisation du métro augmente avec le nombre de passagers dans les trains, avant même que le réseau ait atteint sa saturation. En considérant que les voyageurs valorisent le confort de leurs déplacements – le confort étant compris comme l'espace disponible dans les trains – on comprend ainsi qu'une externalité de congestion vient accroître la pénibilité du temps de transport. Une densité de passagers dans les trains trop importante implique en effet que de nombreuses personnes ne puissent s'asseoir et/ou subissent, parfois physiquement, la proximité d'autrui. L'encombrement augmente alors le stress des voyageurs, les risques de vols, les nuisances sonores ou olfactives, et empêche une utilisation polychronique du temps de transport (Li (2003), Cox *et al.* (2006), Wener *et al.* (2005), Evans and Wener (2007)). Analysant les préférences déclarées de 530 utilisateurs du métro parisien à l'aide de la méthode d'évaluation contingente, cet article étudie une telle externalité de congestion dans les transports publics.

Bien que théoriquement pointée du doigt par Kraus (1991), ou estimée par des cabinets de conseils anglais et australiens depuis plus de vingt ans (Li and Hensher (2011), Wardman and Whelan (2011)), la valeur du confort reste sous-étudiée en économie des transports, par rapport à la congestion routière notamment (Tsekeris and Voss (2009)). Lorsqu'ils considèrent cette externalité, les travaux empiriques abordant la répartition modale optimale dans les transports urbains lui attribuent une valeur insignifiante (de Palma and Lindsey (2006), Proost and Dender (2008), Parry and Small (2009)). Excepté les modèles de goulot cités précédemment, l'accent a surtout été mis au niveau des avantages, notamment qualitatifs, des transports publics vis-à-vis des véhicules automobiles (Litman (2008), Mackett *et al.* (2004), Li (2003), Wardman (2004)) (1). De plus,

- (1) Outre le confort, les attributs essentiels des déplacements en transports publics sont l'information pour les voyageurs, la sécurité, la maintenance et le design des véhicules, la fiabilité du service, les temps d'accès et d'attente en stations (voir également *Transportation Research Board* (1999)). Ces dimensions jouent sur le coût généralisé dans ou hors des véhicules. La densité peut affecter les deux.

une fréquentation plus importante des réseaux doit permettre de profiter d'économies d'échelle, ce qui accroît en retour leur attractivité (Mohring (1972), Proost and Dender (2008)). Les implications de politiques publiques liées au confort des déplacements sont pourtant nombreuses. Au-delà de l'influence que peut avoir cette dimension des voyages dans les modélisations de choix modal ou d'affectation, elle constitue un argument à intégrer aux analyses coûts-bénéfices évaluant les projets d'infrastructures financés sur deniers publics (2).

Étudier les préférences déclarées des usagers du métro parisien apparaît d'autant plus pertinent que la situation parisienne est exemplaire. Depuis onze ans, l'équipe municipale mène ainsi une politique « anti-voiture ». Contrairement à Londres ou Stockholm qui ont opté pour une politique de régulation par les prix, l'action parisienne consiste essentiellement à restreindre l'espace urbain accessible aux automobiles et à le réallouer aux mobilités plus propres (bus, tramways, vélos, marche à pieds) dont l'offre a été élargie. Cette politique de régulation par les quantités a permis de réduire considérablement le trafic automobile dans Paris (-24 % de kilomètres intéressant Paris parcourus entre 2000 et 2007, Kopp (2011)) et de promouvoir l'usage de modes alternatifs. Si le vélo ou les motos ont vu leurs (faibles) utilisations fortement augmenter (voir section V), ce sont surtout les métros et les trains régionaux qui ont accueilli l'afflux de voyageurs (environ +13 % de kilomètres parcourus sur les deux réseaux), ces derniers représentant 58 % des kilomètres intéressant Paris en 2007, soit 8 % de plus qu'en 2000 Kopp (2011)). L'offre de transports ferrés n'ayant pu suivre le même rythme que la progression de la demande (respectivement 4 % et 1 %), on a observé une dégradation des conditions de déplacement sur les réseaux parisien et régional. Conjointement aux vitesses de circulation sur les routes qui ont baissé de 10 % durant la période (Observatoire de la mobilité de la ville de Paris (2007), Prud'homme and Kopp (2008)), on peut calculer que la densité moyenne de voyageurs dans les métros parisiens a augmenté de 8 % entre 2002 et 2007 (Prud'homme *et al.* (2012)).

Cette double évolution anima largement les débats des dernières élections locales (municipales en 2008 ou régionales en 2010). Des études relayées par les médias ont par exemple montré que les conditions de transports en Ile-de-France participaient à dégrader le bien-être au travail (Technologia (2010), ORSTIF (2010)). Si la situation est aujourd'hui critique sur certains tronçons du réseau régional, faisant craindre sa saturation prochaine, le niveau d'utilisation des métros parisiens n'inflige pas de réelles pertes de temps aux voyageurs si l'on se réfère à l'indice Qualité Service (3), mais bien des pertes de

- (2) Une prise en compte du confort des déplacements pourrait également améliorer certains choix contractuels passés entre une autorité régulatrice et un opérateur de transport.
- (3) Cet indice somme différentes dimensions des voyages (dont les retards). Il est utilisé par le régulateur (le Syndicat des Transports d'Ile-de-France (STIF)) lors des contrats passés avec les opérateurs (la Régie Autonome des Transports Parisiens (RATP) notamment). Concernant la régularité des trains, aucune dégradation substantielle n'a été enregistrée récemment pour le métro parisien, l'indicateur atteignant une fiabilité de 99 % en 2008 (Observatoire de la mobilité de la ville de Paris (2009)).

confort. Le réseau parisien constitue donc une bonne étude de cas pour valoriser les pertes de bien-être imputables à une telle externalité de congestion dans les métros. Étant donné la dynamique actuelle d'investissements en infrastructures dans l'agglomération francilienne (Cour des Comptes (2010)), il semble par ailleurs important d'avoir une idée des gains dont bénéficieraient les usagers du métro parisien jouissant de déplacements plus confortables.

Le reste de cet article est organisé comme suit. Dans la section II, nous présentons la méthodologie d'évaluation contingente (Haab and McConnel (2003), Luchini (2003), D4E (2004)), outil permettant d'étudier les préférences déclarées des usagers du métro et de valoriser le confort des déplacements (Li and Hensher (2011), Wardman and Whelan (2011)). La section III décrit ensuite l'enquête de terrain sur les quais de la ligne 1 ainsi que les statistiques descriptives du panel de 530 voyageurs. La section IV présente la stratégie empirique et les résultats de l'étude économétrique des réponses à l'évaluation contingente du confort. Finalement, la section V revient sur certaines implications de politiques publiques, complémentaires à celles de Prud'homme *et al.* (2012) qui utilisent la même base de données. La section VI conclut.

II. — VALORISER LE CONFORT DES DÉPLACEMENTS EN MÉTRO

2.1. La méthodologie d'évaluation contingente

Pour valoriser le confort des déplacements en métro, considérons un voyageur i retirant une utilité $u_{i,j}(p_i, t_i, c_j, X_i)$ d'un déplacement (avec une paire origine-destination donnée). L'utilité est fonction des dépenses monétaires engagées p_i , du temps de voyage t_i , du niveau de confort dans les véhicules c_j ainsi que de caractéristiques individuelles X_i . Les deux premiers arguments (temps et argent) représentent traditionnellement le coût généralisé, une fois le temps de transport valorisé à son coût d'opportunité.

Dans cet article, nous souhaitons intégrer le niveau de confort auquel sont confrontés les voyageurs dans les trains dans le coût généralisé. En supposant que l'état de la nature congestionné ($j = 1$) est plus confortable que celui non congestionné ($j = 0$), toutes choses égales par ailleurs, on peut en effet écrire :

$$u_{i,1}(p_i, t_i, c_1, X_i) > u_{i,0}(p_i, t_i, c_0, X_i) \quad (1)$$

Analysant le discours des individus à l'aide de questionnaires (préférences déclarées), plutôt que leurs comportements effectifs (préférences révélées (4)),

- (4) Pour étudier les préférences révélées, on a recours à la méthode des prix hédoniques ou à celle des coûts de transport, voir Haab and McConnel (2003), D4E (2005) ou Cavailhes (2005).

la méthode d'évaluation contingente (Haab and McConnel (2003), Luchini (2003), D4E (2004)) (5) permet d'estimer le consentement à payer pour le confort (CAP_i) : le montant des ressources que doit sacrifier l'individu i afin d'être indifférent entre les deux états de la nature. Pour ce faire, les enquêteurs présentent des scénarios hypothétiques, *i.e.* des déplacements plus confortables généralement, dont bénéficieront les voyageurs s'ils acceptent de verser une contribution, approximée par des enchères (6). Bien qu'elle réduise la précision des CAP_i , une procédure reposant sur l'analyse de choix discrets possède en effet un plus grand pouvoir incitatif qu'une procédure reposant sur des questions ouvertes (car se rapprochant plus des décisions que doivent quotidiennement prendre les individus, Haab and McConnel (2003), Luchini (2003)). Précisons également qu'une mesure alternative du bien-être lié au confort des déplacements pourrait provenir du consentement à recevoir, *i.e.* le montant des ressources que doit recevoir un individu dans le cas où le scénario hypothétique correspond à des conditions de déplacement plus inconfortables.

Le véhicule de paiement retenu pour valoriser le confort repose le plus souvent sur le temps de transport, et non sur l'argent (voir Wardman and Whelan (2011)). On recherche donc la « variation équivalente du coût généralisé » qui rend les individus indifférents entre les deux niveaux de confort dans les trains.

$$u_{i,1}(p_i, t_i, c_1, X_i) = u_{i,0}(p_i, t_i + CAP_i, c_0, X_i) \quad (2)$$

Utiliser ainsi un véhicule de paiement temporel présente au moins trois avantages dans l'optique d'une étude adéquate des préférences déclarées, celles-ci décrivant par définition des intentions et non des comportements effectifs.

1. Les enchères temporelles réduisent tout d'abord le biais stratégique dans la mesure où les paiements sont des pures contributions individuelles et ne peuvent pas être manipulés.

2. Il est également vraisemblable que le biais hypothétique se trouve atténué, c'est-à-dire que les individus comprennent mieux les scénarios contingents. Ainsi, il est fréquent de voir des voyageurs laisser passer un métro bondé afin d'attendre le suivant, peut-être plus confortable. Ils peuvent également chan-

- (5) Initialement pensée pour valoriser les biens environnementaux, le naufrage de l'Exxon Waldez en 1989 stimulant son développement, la méthode d'évaluation contingente fut étendue à l'étude de divers biens hors-marché (Haab and McConnel (2003), Luchini (2003)). Elle connaît de nombreuses applications en économie des transports pour valoriser les différents attributs des déplacements en transports publics (voir note 1).
- (6) Certaines études récentes ont recours à des scénarios hypothétiques probabilistes : avoir une place dans 50 % des cas (Hensher *et al.* (2011)).

ger d'itinéraire, et rallonger le déplacement, pour avoir plus d'espace dans les trains.

3. Finalement, utiliser des enchères monétaires nécessiterait de nombreuses informations complémentaires. Les tarifs des transports publics varient grandement selon les types d'abonnements, les zones géographiques couvertes ou encore le niveau des subventions proposées par les employeurs ou les pouvoirs publics.

En raison de cette pratique, la valorisation du confort s'exprime tout d'abord sous une forme temporelle. Les réponses à l'arbitrage entre temps et confort permettent ainsi de déterminer le consentement à voyager plus longtemps contre plus de confort, le CAP_i approximant l'effet de la densité de voyageurs sur le coût généralisé. Il est également possible de se servir des scénarios hypothétiques pour étudier les paramètres de la fonction d'utilité des voyageurs (l'utilité marginale du temps surtout) et obtenir ainsi un taux d'échange marginal entre minutes de transport confortables et inconfortables (*time multiplier*). Appliqué à la durée des voyages, ce taux d'échange permet de majorer le coût généralisé selon les différents niveaux de confort considérés.

Plus facilement transférable entre les individus et/ou les lignes d'un réseau de métros, le *time multiplier* est généralement préféré dans la littérature. Comme nous avons des informations limitées sur la durée totale du voyage ou sur les niveaux de confort rencontrés, nous sommes conduits à privilégier la mesure en niveau. Nous tâcherons néanmoins de transformer le consentement à voyager plus longtemps contre plus de confort en un taux d'échange, moyen et non marginal, pour les implications de politiques publiques (section V). Précisons finalement que ces deux valorisations du confort peuvent prendre la forme d'équivalents monétaires grâce aux valeurs tutélaires attribuées aux temps de transport ou aux informations relatives au revenu des personnes interrogées.

2.2. Les valorisations du confort dans la littérature

Bien que produites depuis une vingtaine d'années par des cabinets de conseils anglais et australiens, les évaluations contingentes du confort des déplacements dans les transports ferrés ont tardé à pénétrer la sphère académique. Li and Hensher (2011) ou Wardman and Whelan (2011) ont récemment proposé deux *surveys* afin de combler ce retard et inciter les chercheurs en économie des transports à intégrer cette dimension des voyages aux analyses.

Les études présentées sont unanimes : des conditions de déplacement inconfortables conduisent à majorer substantiellement le coût généralisé, d'une ampleur similaire aux temps d'attentes sur les quais. D'après la méta-analyse menée par Wardman and Whelan (2011) sur 17 études anglaises, le *time multiplier* oscille ainsi entre 60 % et 200 % en moyenne, pour des taux de rem-

plissage (7) des trains compris entre 100 % et 200 %. Pour le réseau ferré australien (Douglas and Karpouzis (2006)), l'intervalle des moyennes est de 34-100 %, même si les taux d'échange marginaux peuvent augmenter bien au-delà. Dans leur *survey*, Li and Hensher (2011) rapportent quant à eux de multiples équivalents monétaires. Le coût généralisé doit ainsi être majoré de 0,97-11,27 dollars australiens (2003) par heure de transport inconfortable, ou encore de 0,43-2,43 dollars par voyage.

Outre le niveau de fréquentation des trains, les valorisations du confort dépendent positivement de la durée des voyages ainsi que de leurs motifs (supérieures pour les motifs autres que travail-domicile, Li and Hensher (2011), Wardman and Whelan (2011), Douglas and Karpouzis (2006)). La forme fonctionnelle entre le taux d'échange marginal et le niveau de fréquentation dans les trains a été testée par Whelan and Crockett (2009) (8). Cette fonction est intéressante car, à l'instar des relations vitesses-flux-densité pour les infrastructures routières (Small and Verhoef (2007)), elle permet d'étudier finement les coûts de congestion. Whelan and Crockett (2009) concluent que la forme linéaire reste la meilleure alternative par rapport à des formes plus complexes (exponentielle, puissance, Gompertz).

Contrastant avec les situations anglaises et australiennes, l'étude économique du confort des déplacements est quasi-inexistante en France. Le rapport Boiteux (Commissariat général du Plan (2001), ministère de l'Équipement (2005)), qui dicte les valeurs tutélaires à utiliser dans le cadre des évaluations des grands projets d'infrastructures, conseille bien d'appliquer une majoration de 50 % au coût d'opportunité du temps lorsque les voyageurs sont debout dans les trains. Le choix de cette valeur provenant essentiellement de la littérature internationale, le rapport Boiteux souligne également que des recherches sur ce thème doivent être menées.

L'unique recherche empirique sur la valorisation du confort a été indirectement proposée par Debrincat *et al.* (2006). L'objet premier de leur étude concernait les retards sur le réseau régional francilien, l'enquête combinant des délais d'attente, des niveaux d'informations aux voyageurs et des taux d'occupation des véhicules (assis, debout, debout serré) variables. Debrincat *et al.* (2006) concluent qu'être debout durant un voyage équivaut à un rallongement de la durée du déplacement compris entre 5 et 20 minutes, selon l'entassement dans les véhicules. Ce résultat revient à des majorations du coût d'opportunité du temps comprises entre 30 % et 90 %. À l'aide de ces données, Leurent and Liu (2009) estiment à 15 % la durée de déplacement supplémentaire induite par un changement de route au sein du réseau ferré francilien, vers des

(7) Le taux de remplissage (*load factor*) correspond au ratio entre le nombre de voyageurs et le nombre de places disponibles.

(8) Leur enquête proposait une multitude de niveaux de fréquentation dans les trains à l'aide de supports visuels.

lignes plus fiables et plus confortables. Leurent and Liu (2009) incluent la ligne 1 à leur étude d'affection du réseau, en attribuant aux voyageurs les valeurs du confort obtenues sur le réseau régional par Debrincat *et al.* (2006).

Notre enquête de terrain a pour but de valoriser l'aspect hédonique de la fréquentation du réseau de métros parisiens. À notre connaissance, aucune étude n'a porté sur ce type de liaisons jusqu'à ce jour.

III. — L'ENQUÊTE DANS LA LIGNE 1

3.1. Descriptions de la ligne 1 et de l'enquête

Ligne historique du réseau ferré métropolitain, la ligne 1 traverse Paris d'Est en Ouest et relie la municipalité à sa proche Couronne. En raison de capacités d'accueil considérables (25 000 utilisateurs par heure durant les pointes) et d'un déséquilibre croissant entre lieux de résidence et de travail dans la zone centrale de l'agglomération (Pincon and Pincon-Charlot (2008)) (9), la ligne 1 connaît la plus importante fréquentation du réseau. Environ 725 000 personnes l'utilisent quotidiennement en 2008, réalisant 213 millions de voyages sur l'année (sources internes RATP).

L'objectif politique étant actuellement d'augmenter la fréquentation des transports publics dans Paris, il s'agit d'un objet d'étude pertinent. La ligne 1 dessert en effet les principaux centres économiques (La Défense, Charles de Gaulles-Étoile...) et touristiques (Le Musée du Louvre, la Bastille...) de la capitale, pouvant ainsi constituer une aménité urbaine stratégique. Surtout, elle a vu sa fréquentation croître de manière significative ces dernières années. Son utilisation a ainsi augmenté de 25 % entre 2000 et 2007 (sources internes RATP), raison pour laquelle Leurent and Liu (2009) avaient intégré la ligne 1 à leur analyse (10). Afin de faciliter l'écoulement du flux de voyageurs et d'augmenter la fréquence des trains, des travaux d'automatisation de la ligne ont récemment été effectués.

L'enquête de terrain servant de support à l'évaluation contingente du confort des déplacements a été réalisée durant les heures de pointe matinales de juin 2009. L'échantillon initial se compose de 684 usagers, interrogés entre 7 h 30 et 10 h 00 sur les quais de cinq stations en direction de la Défense (11).

- (9) Durant les deux dernières décennies, les créations d'emplois ont majoritairement été concentrées à l'ouest de Paris tandis que la croissance de la population s'est quant à elle portée vers l'Est (Pincon and Pincon-Charlot (2008)).
- (10) Outre le déficit entre zones de résidence et d'emplois, il est possible que cette hausse de la fréquentation soit due à un report depuis le RER A, parallèle à la ligne 1 dans Paris.
- (11) Châtelet, Saint Paul, Gare de Lyon, Reuilly Diderot, Porte de Vincennes.

Comptant pour 22 % des voyages réalisés au sein du réseau de métros (Observatoire de la mobilité de la ville de Paris (2007)), les heures de pointe matinales semblent un choix naturel pour étudier le confort dans les véhicules (12). Ainsi, la densité moyenne de voyageurs dans la ligne 1 atteignait 2,4 passagers/m² en 2009 à ces heures de la journée (13). Les conditions de transport sont clairement plus inconfortables que durant les heures creuses (1,3 passager/m², soit une différence de 85 %).

Afin d'éviter un temps d'attente dissuasif pour les personnes interviewées, tout comme le biais de sélection qui pourrait en découler, le nombre de questions fut limité à dix : les voyageurs étaient ainsi interrogés entre le passage de deux métros, ceux-ci se succédant avec une fréquence moyenne de 1 minute 45. Malgré la forte contrainte temporelle qu'elles impliquent, les enquêtes face-à-face présentent des avantages révélationnels certains par rapport aux enquêtes téléphoniques ou numériques. Par ailleurs, la densité de voyageurs dans les véhicules fut comptée depuis les quais durant les interviews (14). Même si cette mesure ne correspond qu'au niveau de confort au début des voyages, elle permet de contrôler les variations de la densité rencontrée par les voyageurs durant les pointes matinales.

3.2. Statistiques descriptives

Nous disposons de l'intégralité des observations pour 533 voyageurs. Comme l'indique le tableau 1, l'âge moyen est de 37 ans, 49 % de la population est masculine, 57 % des individus habitent Paris. En raison des zones d'emplois desservies par la ligne 1, les cadres comptent pour 49 % de l'échantillon. Il en découle un revenu disponible moyen relativement élevé, entre 2000 et 2500 € par mois, 28 % des individus disposant d'une somme supérieure à 3000 €. Nous pouvons déduire de ces données des coûts d'opportunité du temps de déplacement individualisés (15). Nous trouvons ainsi une moyenne de 0,19 € par minute passée dans le réseau de métros. Ce coût d'opportunité du temps est similaire à celui que nous trouvons en actualisant la valeur préconisée par le rapport Boiteux (Commissariat général du Plan

- (12) Les heures de pointe comptent pour 47 % des déplacements réalisés sur le réseau en considérant les pointes du soir (17 h-20 h) (Observatoire de la mobilité de la ville de Paris (2007)).
- (13) Chiffres reconstitués à l'aide de séries de densité fournies par le STIF.
- (14) À chaque passage d'un métro, un enquêteur comptait le nombre de personnes présentes dans un wagon. Un métro comptant six wagons, les densités que nous utilisons ont été calculées pour des créneaux de 15 minutes, *i.e.* le temps qu'au moins six métros différents soient passés.
- (15) D'après D4E (2005), on peut déduire le coût d'opportunité du temps de déplacement (w_i) du revenu mensuel (y_i) en considérant 135 heures travaillées par mois et en appliquant la règle suivante : $w_i = (2/3) * y_i/135$.

TABLEAU 1 – Statistiques descriptives

	Moyenne	Écart-type	Min.	Max.
Âge (années)	37	9,97	+19	70
Homme	49%	–	–	–
Revenu mensuel (euros)	2299	864,85	800	3500
Coût d'opportunité du temps (euro/minute)	0,19	0,07	0,07	0,29
Cadre	49%	–	–	–
Parisien	57%	–	–	–
Motif domicile-travail	86%	–	–	–
Durée du déplacement (minutes)	27	12,37	2	50
Budget temporel (euros)	5,11	3,18	0,13	14,04
Possession de voiture	33%	–	–	–
Densité (pass/m ²)	1,9	0,65	0,7	3,3
Note congestion (0-5)	3,4	1,12	0	5

Source : Enquête sur les quais

(2001), ministère de l'Équipement (2005)), *i.e.* 0,18 € par minute en 2009 soit 10,80 € par heure (avec 9,30 € par heure en 2000). Seulement un tiers de notre échantillon possède un véhicule automobile comme mode de transport alternatif, résultat cohérent avec la forte proportion de Parisiens.

Logiquement, les déplacements sont en très grande majorité réalisés pour des motifs domicile-travail (86 %). La durée déclarée d'un voyage dans la ligne 1 est de 27 minutes en moyenne (16). Une fois les ressources temporelles monétarisées, nous trouvons un budget temporel moyen de 5,11 € par voyage, *i.e.* au moins huit fois le coût monétaire directement supporté par les individus (17). Cette variable appelle deux commentaires. La durée déclarée pourrait tout d'abord différer de la durée objective si les voyageurs souffrent d'un biais de perception (causé par une fréquentation trop importante, Li (2003)). La moyenne de 27 minutes indique par ailleurs que de nombreux voyageurs n'ont pas correctement compris la question. Celle-ci portait en effet sur la

- (16) Cette moyenne est assez stable entre les lieux de résidence (26,4 minutes pour les Banlieusards et 27,3 minutes pour les parisiens). Elle présente de faibles variations entre les groupes de revenu (24,5 minutes pour les revenus sous 800 € par mois, 26,8 minutes pour les revenus dépassant 3 500 € mensuels).
- (17) Le coût monétaire directement supporté par les utilisateurs du réseau de transports publics parisien est évalué à 0,64 € par déplacement par Prud'homme *et al.* (2011), avant un éventuel remboursement de la part des employeurs ou des autorités publiques. D'après la Cour des Comptes (2010), les voyageurs du réseau de métros parisiens supportent environ 30 % du coût opérationnel.

durée du voyage dans la ligne 1. Pouvant difficilement excéder 30 minutes d'un terminus à l'autre, il est vraisemblable que les voyageurs pensaient soit à la durée porte à porte, soit à la durée du voyage dans la ligne 1 mais en considérant le temps d'accès/sortie de la station, le temps de correspondance ou l'attente sur les quais. Pour regarder la robustesse des résultats à cet éventuel biais, nous nous intéressons également au sous-échantillon des voyageurs déclarant une durée inférieure à 30 minutes, *i.e.* 69 % des individus.

Deux variables sont à notre disposition pour décrire le confort auquel font face les usagers de la ligne 1 durant les heures de pointe matinales. La première variable provient du comptage réalisé sur les quais aux moments des interviews. La densité moyenne (18) de voyageurs dans les trains est de 1,9 passager/m². Elle est deux fois supérieure au seuil autorisant une place assise pour tous les voyageurs (19), *i.e.* 0,9 passager/m². La seconde variable

- (18) La différence entre la densité moyenne issue du comptage sur les quais et celle issue des données agrégées peut provenir des stations qui composent notre échantillon, relativement en début de ligne. Précisons également que la densité moyenne augmente de 1,2 passager/m² (Porte de Vincennes) à 2,6 passagers/m² (Chatelet).
- (19) Nous obtenons ce chiffre en considérant des wagons de 30 m² et 28 sièges disponibles par wagon.

est une note attribuée par les voyageurs pour décrire l'intensité de la congestion dans la ligne, telle qu'ils la ressentent subjectivement. Comprise entre 0 (aucune congestion) et 5 (congestion maximale), cette note obtient une moyenne de 3,4. Alors que seuls 15 % des voyageurs ont choisi une note inférieure à 3, plus de 20 % ont attribué le maximum, indiquant que la ligne 1 est vue comme fortement congestionnée durant les pointes matinales. Ces deux variables sont fortement corrélées (20) et atteignent leurs maximums entre 8 h 30 et 8 h 45 (voir figure 1). Par ailleurs, elles semblent faiblement corrélées avec la durée déclarée d'un déplacement sur la ligne 1, modérant les risques d'endogénéité portant sur cette dernière (21).

3.3. La valorisation du confort dans la ligne 1

Les enchères permettant d'étudier la valorisation du confort ont utilisé un véhicule de paiement temporel, à l'instar des études existantes sur le sujet. La question suivante était posée aux utilisateurs de la ligne 1 : « *Pour bénéficier du niveau de densité de voyageurs des heures creuses durant les heures de pointe, seriez-vous prêt(e) à prendre un métro qui met X minutes de plus ?* ». L'enchère initiale était toujours fixée à 5 minutes, puis augmentait par palier de 5 minutes jusqu'à l'offre maximale de 20 minutes (enchères multiples). Les questions stoppaient à la première réponse négative.

Précisons que les descriptions faites du confort initial et des améliorations hypothétiques sont relativement partielles. Ainsi, le point de référence durant les pointes matinales varie selon les individus (le long du voyage au sein de la ligne 1), tout comme la perception subjective du niveau de confort pendant les heures creuses. Dans la modélisation de la section IV et dans les implications de politiques publiques (section V), nous adoptons par conséquent une vision discrète du phénomène de congestion. La différence de 85 % entre la densité moyenne des heures de pointe (2,4 passagers/m²) et celle des heures creuses (1,3 passager/m²) sera considérée comme l'amélioration hypothétique proposée aux voyageurs (22).

Le tableau 2 présente la distribution des réponses des voyageurs. Pour obtenir des valeurs moyennes, nous devons faire un choix sur le traitement des intervalles décrits par les enchères. En supposant que la vraie valorisation du confort est représentée par la borne inférieure de l'intervalle, *i.e.* « Non » à la première enchère équivaut à zéro minute (vision conservatrice), le consentement à voyager plus longtemps contre plus de confort est de 5,7 minutes par voyage en moyenne. Avec le milieu de l'intervalle, il atteint 8,1 minutes. Ces

(20) Coefficient de corrélation de 0,31.

(21) Un report de la part les voyageurs les plus sensibles au confort vers des moments de la journée moins congestionnés semble donc moins probable.

(22) Afin de restreindre le biais hypothétique, précisons qu'ont été interrogés uniquement les individus ayant déjà pris la ligne 1 durant les heures creuses.

TABLEAU 2 – Pour bénéficier du confort des heures creuses, seriez-vous prêt(e) à rallonger votre déplacement de X minutes ?

	< 5 min	5-10 min	10-15 min	15-20 min	> 20 min
Observations	136	221	153	15	8
Part	25,5%	41,5%	28,7%	2,8%	1,5%

Source : Enquête sur les quais

résultats se situent dans la borne inférieure de ceux obtenus par Debrincat *et al.* (2006) pour le réseau régional. Malgré certaines limites dans le processus d'enchères (23), les résultats de cette enquête sont formels : 75 % des usagers de la ligne 1 sont prêts à rallonger d'au moins 5 minutes leurs déplacements afin de bénéficier d'un plus grand confort durant les heures de pointe (24).

En utilisant les coûts d'opportunité du temps individualisés, les préférences déclarées correspondent à des consentements à payer pour le confort de 1,07-1,54 € par voyage, toujours selon le traitement des intervalles. Avec la valeur du temps officielle (ministère de l'Équipement (2005)), nous trouvons 1,01-1,46 € par voyage. Ces mesures correspondent environ au double des contributions monétaires individuelles actuelles. Le tableau 3 décrit la distribution

TABLEAU 3 – Consentement à payer pour le confort (en euros par déplacement)

	0,0	0,0-0,5	0,5-0,8	0,8-1,0	1,0-1,5	1,5-2,0	2,0-2,5	> 2,5
Observations	136	26	45	71	123	49	42	41
Part	25,5%	4,9%	8,4%	13,3%	23,1%	9,2%	7,9%	7,7%

Source : Enquête sur les quais

- (23) Certaines limites pourraient provenir d'un biais de première enchère (Flachaire and Hollard (2007)). Les voyageurs pourraient ainsi répondre excessivement « Oui » à la première offre, notamment en raison d'empathie pour l'enquêteur. Dans cette perspective, la première offre de 5 minutes pourrait être considérée comme trop importante. Ensuite, le questionnaire ne proposait pas d'enchère descendante en cas de refus. En plus de réduire la précision des intervalles des réponses, il a été observé que les enchères croissantes pouvaient conduire à divers biais (*Framing, anchor and shift effect biases*, Flachaire and Hollard (2007)).
- (24) Nous avons à notre disposition une seconde question de valorisation du confort. Ainsi, une question portait sur la ré-introduction d'un système de classes dans les métros parisiens, système officiellement en place jusqu'en 1991. Seulement 30 % des personnes interrogées ont accepté le principe d'une discrimination par les prix. Ceci nous amène à penser que derrière cette règle de tarification se cache autre chose qu'un simple goût pour le confort, la recherche de l'entre-soi notamment.

Tableau 4 – Sur-déplacement (en % de la durée d'un déplacement)

	0	0-20	20-30	30-40	40-50	50-80	80-100	100
Observations	136	104	117	63	49	17	35	12
Part	25,5%	19,5%	22,0%	11,8%	9,2%	3,2%	6,7%	2,3%

Source : Enquête sur les quais

du consentement à payer en fixant les réponses à la borne inférieure des intervalles. Le croisement des réponses et des revenus individuels met en évidence une importante dispersion. Si la médiane oscille entre 0,80 et 1,00 € par voyage, environ 25 % de notre échantillon seraient prêts à accroître de plus de 1,50 € le montant des ressources allouées aux transports.

Les réponses des voyageurs peuvent finalement être exprimées comme un sur-déplacement consenti, *i.e.* le rapport entre le consentement à voyager plus longtemps contre plus de confort et la durée déclarée du déplacement. Le sur-déplacement est en moyenne de 29-43 %. Si elle en constitue une borne inférieure, cette valorisation du confort n'est pas similaire en tout point à celles présentées par Li and Hensher (2011) ou Wardman and Whelan (2011). Le sur-déplacement ne décrit ainsi pas un taux d'échange marginal (minute par minute), mais un taux d'échange moyen (sur tout le voyage). Toutefois, le ratio de 29-43 % ne diffère pas fondamentalement des valeurs obtenues pour le réseau ferré régional francilien (Debrincat *et al.* (2006)) ou de celui proposé par le rapport Boiteux (Commissariat général du Plan (2001)). Le tableau 4 présente la distribution du sur-déplacement, toujours avec la vision conservatrice des intervalles. La médiane oscille entre 20 % et 30 %. Environ 10 % de l'échantillon sont prêts à (au moins) doubler la durée du déplacement pour disposer d'un plus grand confort dans la ligne 1 (25).

Ces différentes mesures illustrent donc l'importance qu'accordent les usagers du métro parisien au confort de leurs déplacements (26). Dans les lignes qui suivent, nous étudions les facteurs explicatifs des réponses individuelles à l'arbitrage entre-temps et espace dans les trains.

(25) En reprenant 10,80 € par heure de déplacement en 2009, *i.e.* 0,18 € par minute, le sur-déplacement équivaut à une majoration du coût généralisé de 3,13-4,46 € par heure de transport inconfortable, ou encore 0,05-0,08 € par minute.

(26) Si l'exclusion des individus déclarant voyager plus de 30 minutes dans la ligne 1 augmente mécaniquement le sur-déplacement (36-53 %), il est notable que les moyennes du consentement à voyager plus longtemps contre plus de confort et du consentement à payer pour le confort restent identiques avec le second sous-échantillon.

IV. — ÉTUDE EMPIRIQUE

Nous adoptons une vision discrète du phénomène de congestion. En reprenant la formulation de l'utilité aléatoire, appropriée dans un tel cas et standard en évaluation contingente (Haab and McConnel (2003), D4E (2004)) :

$$u_{ij}(p_i, t_i, c_j, X_i) = v_j(p_i, t_i, X_i) + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

Comme dans la section II, nous comparons l'utilité retirée d'un déplacement selon que le temps en véhicule (t_i) ait été consommé avec les conditions de confort (c_j) des heures de pointe ($j = 0$) ou celles des heures creuses ($j = 1$). La variable (p_i) représente toujours les coûts monétaires des transports et (X_i) un vecteur de contrôles individuels. Le terme d'erreur (ε_{ij}) correspond à un goût individuel invariant par rapport aux changements des autres variables.

Pour la forme fonctionnelle de l'utilité, nous supposons dans un premier temps la linéarité additive (Haab and McConnel (2003), D4E (2004)) :

$$u_{ij} = \alpha_j + \beta_j p_i + \gamma_j t_i + \theta_j X_i + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

En définissant le consentement à voyager plus longtemps contre plus de confort (CAP_i) comme la « variation équivalente du coût généralisé » qui rend les individus indifférents entre le niveau de confort des heures de pointe et celui des heures creuses :

$$\alpha_1 + \beta_1 p_i + \gamma_1 t_i + \theta_1 X_i + \varepsilon_{i1} = \alpha_0 + \beta_0 p_i + \gamma_0 (t_i + CAP_i) + \theta_0 X_i + \varepsilon_{i0} \quad (5)$$

En réécrivant l'équation (5), nous trouvons :

$$CAP_i = \alpha + \beta p_i + \gamma t_i + \theta X_i + \eta_i \quad (6)$$

$$\text{avec } \alpha = \frac{(\alpha_1 - \alpha_0)}{\gamma_0}, \beta = \frac{(\beta_1 - \beta_0)}{\gamma_0}, \gamma = \frac{(\gamma_1 - \gamma_0)}{\gamma_0}, \theta = \frac{(\theta_1 - \theta_0)}{\gamma_0} \text{ et } \eta_i = \frac{(\varepsilon_{i1} - \varepsilon_{i0})}{\gamma_0}.$$

Il est possible de simplifier cette équation en faisant l'hypothèse que l'utilité marginale des coûts monétaires est égale et constante entre les deux états de la nature $\left(\frac{\partial u_{ij}}{\partial p_i} = \beta_1 = \beta_0 < 0 \right)$. Les coûts monétaires disparaissent de l'équation (6), transformation particulièrement utile dans la mesure où nous n'avons aucune information sur cette variable.

En revanche, l'utilité marginale du temps doit pouvoir varier selon la densité : elle est probablement plus faible pour les voyages des heures de pointe. De plus, nous faisons l'hypothèse qu'elle est constante au sein de chaque état de la nature, *i.e.* elle ne dépend pas de la durée du déplacement en véhicule ($0 > \gamma_1 = k > \gamma_0 = k'$).

Il est possible de relâcher cette hypothèse en intégrant le temps de voyage dans la fonction d'utilité sous une forme logarithmique (Haab and McConnel (2003)) (27) :

$$u_{ij} = \alpha_j + \beta_j p_i + \gamma \ln(t_i) + \theta_j x_i + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

D'après la condition d'indifférence, nous trouvons :

$$Sur_i = \alpha' + \beta' p_i + \theta' x_i + \eta'_i \quad (8)$$

avec $Sur_i = \ln\left(\frac{CAP_i + t_i}{t_i}\right)$, $\alpha' = \frac{(\alpha_1 - \alpha_0)}{\gamma}$, $\beta' = \frac{(\beta_1 - \beta_0)}{\gamma}$, $\theta' = \frac{(\theta_1 - \theta_0)}{\gamma}$ et $\eta'_i = \frac{(\varepsilon_{i1} - \varepsilon_{i0})}{\gamma}$.

L'équation (8) indique que la valeur du confort s'exprime désormais sous la forme du logarithme de la mesure de sur-déplacement. En faisant les mêmes hypothèses sur l'utilité marginale des coûts monétaires, les variations du sur-déplacement ne dépendent plus que des caractéristiques individuelles (28).

4.1. Variables explicatives

La variable explicative sur laquelle nous centrons notre attention lors des estimations de l'équation (6) est celle portant sur le temps de déplacement dans la ligne 1 (t_i). Nous nous attendons à ce que la durée des voyages influence positivement le CAP_i . On constate en effet que le coefficient (γ) dépend du rapport entre l'utilité marginale du temps de déplacement durant les heures creuses et celle du temps du déplacement durant les heures de pointe, supposé supérieur à 1. Ce coefficient (γ) correspond au taux d'échange marginal étudié dans Douglas and Karpouzis (2006) ou Whelan and Crockett (2009). Contrairement à ces études, notre enquête de terrain ne nous permet pas de rendre discrète l'observation du coefficient (γ) selon plus de deux « états de la nature ». Étant donné la faible corrélation entre nos mesures de la congestion dans la ligne 1 (densité dans les trains et note subjective) et la durée déclarée du déplacement, nous pouvons toutefois intégrer ces informations à (X_i). En raison de l'importante corrélation entre nos deux indicateurs de congestion (voir la figure 1), nous les introduisons séparément.

Les autres variables dans le vecteur (X_i) concernent les déplacements domicile-travail (avec un éventuel effet négatif de ce motif), le genre des répon-

(27) Dans ce cas, la désutilité marginale du temps diminue avec la durée du déplacement :

$$\frac{\partial u_{ij}}{\partial t_i} = \frac{\gamma}{t_i} < 0.$$

(28) Pour obtenir cette forme réduite, nous devons supposer que (γ) est identique pour les deux états de la nature.

dants (éventuellement positif pour les femmes) et lieux de résidence (parisien ou non). Une dummy représente également la possession de véhicule automobile. Ce moyen de locomotion étant considéré comme plus confortable, il se pourrait qu'avoir à sa disposition une voiture augmente le nombre de minutes échangées contre du confort. Nous introduisons finalement l'âge des personnes interrogées sous une forme continue.

Les équations (6) et (8) ne font pas référence au revenu individuel, pourtant considéré comme un déterminant primordial des valorisations hédoniques (Haab and McConnel (2003), D4E (2004)). Nous pouvons intégrer cette information au vecteur des contrôles individuels (X_i) lors des estimations. Surtout, la richesse des voyageurs occupe une place centrale si nous passons du consentement à payer pour le confort en termes de temps au consentement à payer en termes d'argent. Comme l'utilisation du revenu individuel pour valoriser le temps de transport risque de générer de l'endogénéité, nous excluons dans ce cas les variables liées à la possession d'automobile et au lieu de résidence. Inversement, nous ajoutons une variable dichotomique décrivant la catégorie socio-professionnelle, *i.e.* cadre ou non.

Finalement, nous ajoutons une variable dichotomique lorsque les personnes étaient interrogées durant le pic des heures de pointe (29). L'idée est ici de contrôler des éventuels biais liés au véhicule de paiement temporel. D'après la littérature sur la congestion endogène (Arnott *et al.* (1990), de Palma *et al.* (2011)), il faut en effet ajouter aux coûts temporels ceux liés aux départs précoces ou aux arrivées tardives afin d'être à l'heure souhaitée à destination, *i.e.* les *scheduling costs*. Il serait dans ce cadre plausible que certains voyageurs aient refusé de répondre favorablement aux enchères exprimées en minutes car ne pouvant pas rallonger leur déplacement sans arriver en retard sur leurs lieux d'arrivée. Cette variable est intimement liée à celle décrivant le motif domicile-travail.

4.2. Stratégie économétrique

Les enchères multiples utilisées durant l'enquête présentent des choix ordonnés selon différents intervalles. Nous pouvons étudier ces choix à l'aide d'un modèle à variables latentes (Long and Freese (2006)). Ainsi, nous ne connaissons pas la valeur précise du consentement à voyager plus longtemps contre plus de confort, uniquement l'intervalle concerné. Nous pouvons donc écrire la probabilité qu'un individu ait répondu « Oui » à l'enchère m ($CAPdec_i = m$) sous la forme suivante :

$$Pr (CAPdec_i = m) = Pr (\tau_m \leq CAP_i < \tau_{m+1}) \quad (9)$$

(29) Pour la construire, nous avons retenu les créneaux horaires compris entre 8 h 15 et 8 h 45 (voir la figure 1), *i.e.* 22 % de la population.

avec (τ_m, τ_{m+1}) étant les différentes bornes des intervalles correspondant aux enchères proposées.

En utilisant l'équation (6), nous pouvons ré-écrire :

$$Pr (CAPdec_i = m) = Pr (\tau_m \leq \alpha + \gamma t_i + \theta X_i + \eta_i < \tau_{m+1}) \quad (10)$$

Suite à la transformation du terme d'erreur, nous obtenons finalement :

$$Pr (CAPdec_i = m) = F_{\mu_i}(\tau_{m+1} - \alpha - \gamma t_i - \theta X_i) - F_{\mu_i}(\tau_m - \alpha - \gamma t_i^p - \theta X_i) \quad (11)$$

avec (F_{μ_i}) représentant la fonction de densité cumulée du nouveau terme d'erreur (μ_i) .

Si nous supposons que la distribution du terme d'erreur suit une loi normale, nous avons un modèle probit ordonné. Avec une loi logistique nous avons un modèle logit ordonné. La stratégie économétrique a été illustrée avec le consentement à voyager plus longtemps contre plus de confort (CAP_i). Nous pouvons également utiliser les modèles ordonnés pour estimer les consentements à payer pour le confort ($CAP_i \times w_i$) ou la mesure du sur-déplacement (Sur_i).

4.3. Résultats

Les tableaux 5 et 6, présentent les résultats des estimations menées avec un logit ordonné (avec une variance $\mu_i = \pi^2/3$). Logiquement, nous obtenons les mêmes résultats avec un probit ordonné. Concernant le consentement à payer pour le confort, nous avons utilisé les catégories présentées dans le tableau 3. En dépit de statistiques de puissance faibles, les écarts entre les catégories observées et celles prédites sont faibles (voir annexe).

Les estimations indiquent que la durée déclarée d'un déplacement dans la ligne 1 influence significativement le niveau du consentement à payer pour le confort. Ce résultat est cohérent avec la littérature sur les dimensions qualitatives des déplacements : plus les transports occupent une part importante du temps quotidien, plus les individus valorisent le contexte dans lequel s'effectue cette activité. Ce résultat confirme surtout que la désutilité marginale d'une minute de déplacement est inférieure lors des heures de pointe et que le taux d'échange marginal est supérieur à 1. On observe également que les deux indicateurs de congestion dans la ligne 1 nivellent les réponses individuelles. À l'intérieur même des heures de pointe, l'intensité (réelle ou ressentie) de l'inconfort explique le plus ou moins grand nombre de minutes échangées contre plus d'espace. En raison de la nature catégorielle des variables expliquées, il est parfois conseillé de regarder les coefficients standardisés (Long and Freese (2006), voir le tableau 7 en annexe) (30). Ils montrent que les indicateurs de confort du voyage ont une influence un peu supérieure à la durée du déplace-

TABLEAU 5 – Déterminants du consentement à voyager plus longtemps contre plus de confort

	Ordered Logit					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Durée	0.01** (0.01)	0.01* (0.01)	0.01* (0.01)	0.01* (0.02)	0.01* (0.01)	0.01* (0.01)
Domicile-travail	0.27 (0.25)	0.31 (0.26)	0.30 (0.26)	0.28 (0.26)	0.34 (0.26)	0.30 (0.26)
Voiture	0.17 (0.17)	0.20 (0.18)	0.21 (0.18)	0.18 (0.18)	0.21 (0.18)	0.18 (0.18)
Parisien	–	0.16 (0.17)	0.24 (0.17)	0.16 (0.17)	0.24 (0.17)	0.15 (0.17)
Âge	–	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
Homme	–	-0.04 (0.16)	-0.04 (0.16)	-0.05 (0.16)	-0.06 (0.16)	-0.06 (0.17)
Revenu	–	-0.01 (0.04)	-0.02 (0.04)	-0.01 (0.04)	-0.02 (0.04)	-0.02 (0.04)
Densité	–	–	0.30*** (0.11)	–	0.35*** (0.13)	–
Note congestion	–	–	–	0.13* (0.07)	–	0.15** (0.08)
Cœur des pointes	–	–	–	–	-0.26 (0.21)	-0.20 (0.20)
Observations	533	533	533	533	533	533
Log-Likelihood	-654.57	-653.99	-652.32	-652.34	-650.18	-651.86
Pseudo R ²	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01

Significativité : * p<0,10 ; ** p<0,05 ; *** p<0,01

ment pour expliquer les variations du consentement à voyager plus longtemps contre plus de confort.

Nous observons une très faible influence de l'hétérogénéité individuelle sur le consentement à voyager plus longtemps contre plus de confort. L'âge et le statut socio-économique (cadre) jouent bien significativement sur le consentement à payer pour le confort mais cet effet passe par le coût d'opportunité du temps, lui-même fonction du revenu individuel. Le revenu ne semble donc pas expliquer les préférences déclarées pour le confort des usagers de la ligne 1,

- (30) Les coefficients des tableaux 5 et 6 ne considèrent pas la nature latente des variables dépendantes. Le changement marginal doit être normalisé par la déviation estimée de la variable latente (Long and Freese (2006)).

TABLEAU 6 – Déterminants du consentement à payer pour le confort

	Ordered Logit					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Budget temporel	0.18*** (0.03)	0.13*** (0.03)	0.13*** (0.03)	0.13*** (0.03)	0.13*** (0.03)	0.13*** (0.03)
Domicile-travail	0.39* (0.21)	0.32 (0.21)	0.30 (0.21)	0.28 (0.21)	0.33 (0.21)	0.31 (0.21)
Âge	–	0.02** (0.01)	0.02** (0.01)	0.02** (0.01)	0.02** (0.01)	0.02** (0.01)
Homme	–	0.02 (0.15)	0.02 (0.15)	0.01 (0.15)	-0.00 (0.15)	-0.00 (0.15)
Cadre	–	0.67*** (0.18)	0.66*** (0.18)	0.68*** (0.18)	0.65*** (0.18)	0.68*** (0.18)
Densité	–	–	0.26** (0.11)	–	0.32*** (0.12)	–
Note congestion	–	–	–	0.15** (0.07)	–	0.17** (0.07)
Cœur des pointes	–	–	–	–	-0.29 (0.19)	-0.24 (0.17)
Observations	533	533	533	533	533	533
Log-Likelihood	-997.56	-986.66	-984.10	-984.33	-982.95	-983.49
Pseudo R ²	0.03	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04

Significativité: * p<0,10 ; ** p<0,05 ; *** p<0,01

celles-ci étant principalement fonction des caractéristiques des déplacements (durée et confort). Ce résultat est confirmé dans le tableau 8 en annexe. Si nous ne conditionnons pas sur la durée des déplacements, la densité des voyageurs est le seul facteur significatif du sur-déplacement (31), la note subjective voyant disparaître son influence. Un LR-test (Long and Freese (2006)) confirme que la congestion objective possède un réel pouvoir explicatif additionnel. Finalement, il n'y a pas d'indication d'un possible biais lié au véhicule de paiement temporel. La dummy « cœur des pointes » est bien négative, comme attendu, mais jamais significativement différente de zéro.

Le tableau 9 en annexe permet de synthétiser l'influence de la durée déclarée des déplacements et des indicateurs de confort (objectif et subjectif) sur les probabilités prédites du consentement à voyager plus longtemps contre plus de confort. C'est essentiellement pour les réponses aux premières (0-5 minutes)

(31) Les estimations du sur-déplacement reprennent les catégories de valeurs présentées dans la section III.

et troisième enchères (10-15 minutes) que les conditions de déplacement modifient les probabilités prédites. On constate un écart de 8 % pour ces catégories lorsqu'on fait varier la durée du voyage (inférieure à 15 minutes vs. supérieure à 30 minutes) ou la densité de passagers dans les trains (inférieure à 1,5 passager/m² vs. supérieure à 2,5 passagers/m²). Nous obtenons des observations similaires pour les prédictions du consentement à payer pour le confort et du sur-déplacement, même si elles sont moins marquées (32).

4.4. Robustesse et congestion subjective

Les estimations des modèles catégoriels ordonnés supposent que soit vérifiée la *parallel line assumption* (33). Nous testons cette hypothèse à l'aide d'un test de Wald (Long and Freese (2006)) indiquant qu'elle n'est pas respectée globalement, *i.e.* pour tous les coefficients simultanément. En utilisant un logit ordonné généralisé (Long and Freese (2006)), nous observons néanmoins que cette hypothèse est constamment vérifiée pour la densité de voyageurs dans les trains ainsi que pour la note. Parmi les variables qui étaient non significatives avec les logits ordonnés précédents, le motif domicile-travail ou le fait d'être parisien jouent parfois significativement, dans des sens variant cependant. Lorsqu'elle est introduite avec la congestion subjective, la durée des déplacements voit quant à elle son influence disparaître (34).

Nous avons mené les mêmes estimations sur le sous-échantillon d'individus déclarant se déplacer moins de 30 minutes avec la ligne 1. Si la taille des coefficients standardisés associés à la durée des déplacements est plus importante pour cette sous-population (voir annexe), nous trouvons des résultats semblables concernant la significativité des variables explicatives. Il est également possible que la petite taille de certaines catégories retenues pour valoriser le confort des déplacements biaise les estimations. En repartant des réponses présentées dans la section III, nous avons donc reconstitué trois catégories de valeurs pour le consentement à voyager plus longtemps contre plus de confort, ainsi que quatre catégories pour les équivalents monétaires ou le sur-déplacement (35). Travailler avec un nombre restreint de catégories modifie à peine

- (32) Pour le sur-déplacement, les probabilités prédites ne semblent pas influencées par la durée des déplacements, mais essentiellement par la densité de voyageurs dans les trains.
- (33) L'effet des explicatives doit rester constant entre les différentes catégories de la variable dépendante.
- (34) Si elles restent basses, notons que les statistiques de puissance des estimations du consentement à voyager plus longtemps sont multipliées par 4 avec le logit ordonné généralisé (Pseudo-R² compris entre 3,8 et 4,2 %).
- (35) Les nouvelles catégories du consentement à voyager plus longtemps contre plus de confort sont : « < 5 minutes/voy », « 5-10 minutes/voy » et « > 10 minutes/voy » (respectivement 25,5 %, 41,5 % et 33 %). Celles du consentement à payer pour le confort : « < 0,1 €/voy », « 0,1-1,0 €/voy », « 1,0-1,5 €/voy » et « > 1,5 €/voy » (25,5 %, 26,6 %, 23,1 % et 24,8 %). Pour le sur-déplacement enfin, les catégories sont : « 0 % », « 0-30 % », « 30-50 % » et « > 50 % » (25,5 %, 41,5 %, 21,0 % et 12,0 %).

les statistiques de puissance. On observe toujours l'effet positif de la durée des voyages et de la congestion (objective ou subjective) sur les réponses individuelles. Par ailleurs, la variable représentant le pic des pointes devient significative (avec un effet négatif) lors de l'estimation du consentement à payer contre du confort.

Nous avons finalement décidé d'explorer empiriquement la note attribuée par les voyageurs pour décrire la congestion subjective dans la ligne 1. Étant donné la nature catégorielle de cette variable, nous utilisons également un logit ordonné. L'appréciation subjective du confort dépend d'un plus grand nombre de facteurs que les réponses à l'arbitrage entre temps et espace en véhicule (voir le tableau 10 en annexe). Logiquement, la densité de voyageurs dans les trains semble être la variable la plus importante. Mais nous observons également que des caractéristiques liées au voyage (durée, motif domicile-travail) ou aux individus eux-mêmes (âge, lieu de résidence, possession de véhicule automobile) influencent positivement la note. Ces conclusions tendent donc à modérer la faible hétérogénéité individuelle observée ci-dessus. La congestion subjective influence en effet la « variation équivalente du coût généralisé ».

V. — IMPLICATIONS DE POLITIQUES PUBLIQUES

5.1. Enjeux liés au confort dans le métro parisien

D'après l'étude des préférences déclarées des utilisateurs de la ligne 1, ceux-ci seraient prêts à rallonger leurs déplacements de 5,7-8,1 minutes afin de jouir du confort des heures creuses durant les heures de pointe. La fréquentation du métro parisien étant sensiblement la même durant les pointes matinales et celles du soir, nous considérons désormais ces deux périodes de la journée conjointement. En utilisant les valorisations monétaires correspondantes – le consentement à payer pour le confort de 1,07-1,54 € par déplacement – il est possible de calculer les gains de bien-être générés par une politique réduisant d'environ 85 % la densité de voyageurs dans la ligne 1. Sachant que 47 % des déplacements quotidiennement réalisés dans le métro parisien ont lieu durant les heures de pointe, les améliorations potentielles de bien-être atteignent 107-154 M€. Ce chiffre est calculé pour 213 millions de voyages réalisés sur la ligne 1 en 2008 (sources internes RATP).

Il est tentant d'extrapoler nos résultats à l'ensemble des lignes du réseau de métros parisiens, en reconnaissant toutefois que la densité de voyageurs, la durée d'un déplacement et le revenu individuel sont certainement plus élevés pour la ligne 1 que pour les autres lignes. Afin de limiter toute sur-estimation excessive, nous utilisons la (plus basse) valeur du temps officielle de 0,18 € par minute (Commissariat général du Plan (2001), ministère de l'Équipement (2005)) ainsi que la vision conservatrice des réponses. Nous prenons donc un consentement à payer pour le confort de 1,01 € par déplacement. En appliquant cette valeur à 47 % des 1388 millions de voyages réalisés dans le réseau

fermé parisien en 2007 (RATP (2008)), les gains de bien-être liés à un confort supérieur dans les trains sont désormais de 659 M€.

Ces chiffres illustrent donc les enjeux liés à la prise en compte du confort des déplacements lors de l'évaluation des politiques de transport. Ils présentent toutefois une importante limite : les infrastructures qui réussiraient à réduire de 85 % la densité de voyageurs sont rarement observées, notamment à Paris où il reste peu d'espace en sous-sol afin de lancer de nouvelles lignes. Pour cette raison, un exercice plus utile consiste à s'intéresser à l'effet externe de congestion dans le métro durant les heures de pointe, *i.e.* quel est le gain (ou la perte) de bien-être collectif lorsqu'on retire (ajoute) un voyageur des trains ?

5.2. L'effet externe de congestion dans le métro

La méthodologie présentée ci-dessous s'inspire du cadre d'analyse « pigouvien », largement repris pour l'étude statistique de la congestion routière (Quinet and Vickerman (2004), Small and Verhoef (2007)). Nous supposons que l'encombrement dans le métro – décrit par un niveau de densité de voyageurs (q_j) – engendre un effet externe de congestion ($Cm(q_j) = CG'(q_j) \times q_j$). Cette interaction hors-marché implique que le coût généralisé ($CG(q_j)$) et le coût social d'utilisation du métro ($CS(q_j)$) diffèrent :

$$CS(q_j) = CG(q_j) + Cm(q_j) = CG(q_j) + CG'(q_j) \times q_j \quad (12)$$

L'influence du temps de transport ($t(q_j)$) dans le coût généralisé et l'utilité individuelle étant fonction de la fréquentation des trains, en définissant (p) comme le coût monétaire et (w) comme le coût d'opportunité du temps, nous pouvons ré-écrire (36) :

$$CS(q_j) = p + w \times t(q_j) + w \times t'(q_j) \times q_j \quad (13)$$

L'enquête de terrain permet d'estimer l'effet externe de congestion dans le métro ($CM(q_j)$). Pour cela, il faut supposer que les bénéfices et les coûts liés au confort des déplacements sont symétriques, *i.e.* que consentement à payer et consentement à recevoir sont égaux. À l'instar de notre scénario hypothétique, nous considérons également que l'influence du temps dans le coût généralisé varie d'une manière discrète entre la densité des heures de pointes ($j = 0$) et celle des heures creuses ($j = 1$). Ainsi :

$$Cm(q_0) = \left[\frac{t(q_0) - t(q_1)}{q_0 - q_1} \right] \times w \times \frac{q_0}{v} \quad (14)$$

(36) On occulte dans la fonction de coût généralisé les pertes de temps objectif liées à un éventuel goulot.

où (v) représente la vitesse des métros, environ 30 km/h dans le cas parisien. Cette transformation permet d'obtenir un coût externe unitaire, *i.e.* par *passager* $\times$ *kilomètre*.

Comme déjà mentionné, nous retenons la mesure de sur-déplacement pour approximer l'effet du manque de confort dans le métro sur le coût généralisé. Le sur-déplacement moyen des utilisateurs de la ligne 1 oscille entre 29 % et 42 %. Encore une fois, nous utilisons l'estimation basse de telle sorte que $t(q_0) = 1,29 \times t(q_1)$. Même si les données de comptage sur les quais ont un effet significatif lors des estimations économétriques, nous utilisons les données agrégées. Le changement de densité de voyageurs est donc de 85 % ($q_0 = 2,4$ passagers/ m^2 et $q_1 = 1,3$ passager/ m^2). La densité des heures creuses pourrait être jugée inconfortable : celle qui autoriserait chaque voyageur à s'asseoir dans la ligne 1 est en effet proche de 0,9 passager/ m^2 . Pour cette raison, nous étudions deux scénarios.

1. Nous supposons tout d'abord que les déplacements réalisés durant les heures creuses n'infligent pas de pertes d'inconfort. En utilisant la valeur du temps (w) officiellement fixée à 10,80 € par heure en 2009, l'effet externe de congestion dans le métro est égal à 0,23 €/pkm.

2. D'une manière alternative, nous pouvons faire l'hypothèse que les déplacements des heures creuses dans la ligne 1 génèrent également des pertes de bien-être. En appliquant une majoration arbitrairement fixée à 25 % par rapport à une situation normale, nous trouvons maintenant un effet externe de 0,28 €/pkm.

Ces paramètres méritent quelques commentaires. En raison de la différence entre consentement à payer et consentement à recevoir (Horowitz and McConnell (2002)) (37), ils doivent tout d'abord être considérés comme des bornes inférieures s'ils sont utilisés pour calculer des coûts marginaux de congestion dans le métro. Par ailleurs, l'effet externe est loin d'être négligeable par rapport au coût généralisé : environ 50 % (38). Dans une perspective comparative, il est intéressant de constater que le coût marginal de congestion routière (pour les grands axes de circulation parisiens durant les heures de pointe) est de 0,49 €/pkm, en utilisant les chiffres de Leurent *et al.* (2009) et

(37) Horowitz and McConnell (2002) observent une différence importante entre ces deux valeurs, le consentement à recevoir étant considérablement supérieur. Pour justifier ce point, il est parfois avancé que l'étude des consentements à recevoir écarte du choix toute contrainte budgétaire. Par ailleurs, la « Prospect Theory » explique qu'en présence d'individus averses au risque, les pertes par rapport à un point de référence sont supérieures aux gains (De Borger and Fosgerau (2008)).

(38) En négligeant les coûts monétaires, le coût temporel d'un déplacement sur la ligne 1 durant les heures de pointe est de 0,46 €/pkm. Le coût social est donc de 0,69 €/pkm.

notre valorisation du temps. Surtout, l'effet externe de congestion dans le métro dépasse amplement les valorisations des autres « maux » générés par la mobilité automobile (bruit, accidents, pollution locale et contribution à l'effet de serre), soit 0,11 € par kilomètre en reprenant la méta-analyse de Quinet (2004) ou 0,13 € d'après celle de l'Agence européenne de l'Environnement (TERM (2005)).

Les chercheurs ne peuvent, par conséquent, occulter cette dimension des voyages lorsqu'ils étudient le niveau d'utilisation optimale des réseaux. Retenant la même base de données, Prud'homme *et al.* (2012) proposent une fonction reliant linéairement le coût généralisé d'utilisation du métro au niveau de densité dans les trains. Calibrant leur modèle sur la répartition modale (voiture et transports ferrés) observée dans Paris en 2001, ils obtiennent une différence de 18 % dans le niveau optimal d'utilisation du métro selon que l'on considère, ou non, les pertes de bien-être liées au confort (39). Une telle externalité pourrait donc être théoriquement internalisée par une politique de régulation pour les prix, comme c'est aujourd'hui le cas à Londres où les déplacements au sein du réseau ferré sont sur-tarifés de 30-70 % durant les heures de pointe. Bien qu'une telle action aille à l'encontre de la logique actuelle de subvention des transports franciliens (Cour des Comptes (2010)), Prud'homme *et al.* (2012) proposent dans le cas parisien des taxes optimales pour les voitures et le métro de 2,43 € et 1,53 € par voyage respectivement.

Il serait possible de reproduire ici des résultats similaires, l'effet externe pouvant refléter la pente de la relation entre coût généralisé et densité de passagers (40). Nous préférons mobiliser ce paramètre pour estimer les gains de bien-être issus de reports modaux observés à Paris dernièrement.

5.3. Report modal et variations du bien-être

Le premier exemple est inspiré de Prud'homme *et al.* (2011) qui évaluent les coûts et les bénéfices induits par une ligne de tramway ouverte dans le sud de Paris en décembre 2006. À l'aide d'une enquête de terrain, ils montrent qu'environ 35 % des utilisateurs du tramway utilisaient auparavant le métro parisien. En 2007, le report modal était de 28,8 millions de pkm par rapport à 2003. Cette évolution a dû se traduire par un confort des déplacements supérieur pour les personnes toujours présentes dans le métro. En supposant que

(39) En occultant les coûts d'encombrement du métro, la part modale optimale du métro dans la mobilité parisienne est de 92 %. En prenant en compte les coûts d'encombrement, la part optimale du métro baisse à 76 % (pour une part effective de 51 % en 2001).

(40) Prud'homme *et al.* (2012) utilisent en effet une régression linéaire sans constante, attribuant donc toute la variation des consentements à payer pour le confort aux variations de densité, *i.e.* les données de comptage sur les quais dans leur cas.

47 % du report modal correspondent à des déplacements ayant lieu durant les heures de pointe, les bénéfices annuels de décongestion du métro se chiffrent à 3,2-3,8 M€. Même s'il ne suffit pas à compenser les coûts financiers de l'infrastructure ou les pertes de temps pour les automobilistes, il s'agit là du principal effet positif du tramway. Il faut ainsi rapporter les bénéfices de décongestion du métro parisien aux gains de temps générés par le tramway, estimés à 2,8 M€ par an.

Il est également possible de compléter Kopp (2011) qui s'est intéressé au report modal vers les deux-roues motorisés, mode de transport ayant connu une forte croissance entre 2000 et 2007 (+36 % de kilomètres parcourus). À l'aide d'une enquête de terrain, Kopp (2011) montre que la majorité des nouveaux utilisateurs des motos provient des métros et des RER. Environ 200 millions de pkm ont ainsi été éliminés du réseau ferré entre 2000 et 2007. Kopp (2011) néglige toutefois la décongestion du métro lorsqu'il mesure les coûts et les bénéfices induits par ce changement modal. En utilisant les mêmes paramètres que précédemment, nous obtenons des bénéfices de décongestion compris entre 21,6 et 26,0 M€. Ces gains de bien-être sont loin d'être négligeables, ils correspondent à 10 % des gains de temps des nouveaux motards dans Paris.

Suivant la même logique, l'intensification de la pratique du vélo dans Paris améliore la situation dans le réseau de métros. Entre le lancement du système de location « Vélib » en juillet 2007 et la fin de l'année 2010, le nombre de kilomètres parcourus en vélo dans la capitale a ainsi augmenté de 82 %, dont un report modal de 68 millions de pkm depuis le métro parisien (51 % des changements modaux, Kopp and Koning (2012)). S'inspirant des principaux résultats de cet article, Kopp and Koning (2012) estiment à 11,3 M€ les gains de décongestion dans le métro parisien. Ces bénéfices externes dépassent largement ceux de décongestion routière (4,4 M€) ou les différentes nuisances que n'émettent plus les mobilités motorisées (pollutions locales et bruit des voitures ou des bus, 0,9 M€). Les variations de bien-être liées à la congestion du métro sont donc au cœur de l'évaluation économique de la politique municipale en faveur du vélo (41).

Les bénéfices de décongestion que nous venons de calculer cachent cependant un important effet de composition. Comme mentionné en introduction, la densité moyenne de voyageurs dans le métro parisien a connu une croissance de 8 % entre 2002 et 2007. L'arrivée des nouveaux usagers a donc dégradé le confort des déplacements pour un grand nombre d'individus. Prud'homme *et al.* (2012) estiment à 75 M€ par an les pertes de bien-être correspondantes. S'il ne peut expliquer seul les préoccupations liées aux conditions de transport

(41) Les réponses des néo-cyclistes à l'enquête de terrain utilisée par Kopp and Koning (2012) illustrent également que la « dégradation du confort des déplacements » est le premier facteur avancé pour justifier le report modal (devant les gains de temps ou de santé).

dans l'agglomération, la situation des trains régionaux étant également préoccupante (42), ce dernier résultat souligne la nécessité d'investissements en infrastructures afin de désengorger les réseaux actuels (Cour des Comptes (2010)). Sachant que la baisse de la mobilité automobile dans Paris entre 2000 et 2007 ne correspond qu'à la moitié de celle visée par la municipalité pour l'horizon 2020, la congestion du métro pourrait considérablement augmenter s'il venait à recevoir un report modal trop conséquent (43). Il serait alors possible que le réseau intra-muros rencontre sa contrainte de capacité et que des goulots s'y multiplient, engendrant des pertes de temps objectif en sus de celles liées au manque de confort.

VI. — CONCLUSION

Cet article a tenté de démontrer que les effets de congestion dans les réseaux de transports ferrés pouvaient être importants. Nos résultats semblent suffisamment robustes pour s'autoriser quelques conclusions. Il est probable que les leçons tirées du cas parisien puissent être transposées à d'autres aires métropolitaines au sein desquelles le réseau de métros occupe une place centrale.

En analysant une base de données originale avec la méthode d'évaluation contingente, nous avons défendu l'idée selon laquelle des changements dans le niveau d'utilisation des métros influencent significativement l'utilité des usagers. Dans le cas de la ligne 1 du réseau parisien, la « variation équivalente du coût généralisé » entre niveaux de confort des heures de pointe et des heures creuses est de 5,7-8,1 minute en moyenne, soit une augmentation de 29 %-42 % de la durée des voyages en véhicule, ou encore 1,01-1,54 € une fois les ressources temporelles monétarisées.

Cet effet de congestion apparaît primordial pour au moins deux types d'analyses empiriques. Les coûts liés au manque de confort dans les trains devraient tout d'abord être plus souvent pris en compte dans les recherches appliquées sur le choix modal, notamment lorsqu'il convient de définir l'utilisation optimale des réseaux de métros. Des politiques de restriction de l'espace viaire ou de péage de congestion routière risquent ainsi d'induire un report modal moindre. Ces mesures augmentent en effet le coût généralisé des déplacements en métro *via* l'encombrement du réseau.

(42) Dans la mesure où la durée des voyages et la densité jouent significativement sur les réponses individuelles à l'arbitrage entre temps et confort, il est probable que les pertes de bien-être liées au confort soient supérieures sur le réseau régional, conformément aux conclusions de Debrincat *et al.* (2006).

(43) Prud'homme *et al.* (2012) estiment à 420 M€ les pertes de bien-être additionnelles si tout le report modal depuis les voitures s'orientait d'ici à 2020 vers le métro, *i.e.* une hausse de la densité de 20 %.

Selon la même logique, les analyses coûts-bénéfices des infrastructures ne vont plus être seulement influencées par l'arrivée de nouveaux utilisateurs, *i.e.* le report modal, mais également par le fait que les usagers présents sur les autres lignes de métro valorisent le confort de leurs voyages. Même si la prise en compte du confort ne change pas l'évaluation en sa faveur, l'exemple du tramway parisien est dans cette perspective très parlant. Étant donné les projets d'infrastructures programmés pour la région Île-de-France, nous espérons que les dimensions qualitatives des déplacements auront une place plus importante dans les préoccupations des décideurs publics et dans les travaux des économistes ou des ingénieurs.

Finalement, il conviendrait de ne pas restreindre l'analyse à une approche bi-modale. Il existe en effet d'importantes contraintes physiques et financières pesant sur les réseaux routiers et ferrés dans l'agglomération parisienne. Ceci donne donc des justifications supplémentaires aux politiques stimulant l'usage de modes alternatifs dans Paris, tels que la marche à pied, les vélos, les deux-roues motorisés ou les bus. En sus de nécessiter peu d'espace urbain et moins de ressources financières, des politiques favorisant ces modes participent à désengorger les réseaux de métros et limitent les coûts liés à leur congestion.

RÉFÉRENCES

- ARNOTT R., A. De PALMA and R. LINDSEY (1990), « The Economics of Bottleneck », *Journal of Urban Economics*, 27, 111-130.
- ARNOTT R. and A. YAN (2000), « The two-mode problem: Second-best pricing and capacity », *Review of Urban and Regional Development Studies*, 12, 170-199.
- CAVALHÈS J. (2005), « Le prix des attributs du logement », *Économie et Statistiques*, 91-123.
- Commissariat général du Plan (2001), *Transports : choix des investissements et coût des nuisances*, Commissariat général du Plan, groupe présidé par M. Boiteux, L. Baumstarck rapporteur.
- Commission européenne (2007), *Green book on the urban transportations*, Available on Internet.
- Conseil d'Analyse Stratégique (2008), *Pour une ville durable : les principes d'une loi sur le péage urbain*, Conseil d'Analyse stratégique, Paris.
- Cour des Comptes (2010), *Les transports ferroviaires régionaux en Ile-de-France*, rapport public thématique.
- COX T., J. HOUDMONT and A. GRIFFITHS (2006), « Rail passenger crowding, stress, health and safety in Britain », *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 40, 244-258.
- D4E (2004), « Guide des bonnes pratiques pour la mise en œuvre de la méthode d'évaluation contingente », *série Méthode*.
- D4E (2005), « Guide des bonnes pratiques pour la mise en œuvre de la méthode des coûts de transport », *série Méthode*.
- De BORGER B. and M. FOSGERAU (2008), « The trade-off between money and travel time: A test of the theory of reference dependent preferences », *Journal of Urban Economics*, 64, 101-115.
- de PALMA A., M. KILANI and S. PROOST (2011), « Discomfort in mass transit and its application for scheduling and pricing », *Working Paper presented at the ITEA Conference*.
- de PALMA A. and R. LINDSEY (2006), « Modelling and evaluation of road pricing in Paris », *Transport Policy*, 13, 115-126.
- DEBRINCAT L., J. GOLDBERG, H. DUCHATEAU, E. KROES and M. KOUWENHOWEN (2006), « Valorisation de la régularité des radiales ferrées en Ile-de-France », *Proceedings of the ATEC Congress, CD Rom edition*.
- DOUGLAS N. and G. KARPOUZIS (2006), « Estimating the passenger cost of train overcrowding », *Paper presented at the 29th Australian Transport Research Forum*.
- ELIASSON J. (2009), « A cost-benefit analysis of the Stockholm congestion charging system », *Transportation Research-A*, 43, 468-480.
- EVANS G. and R. WENER (2007), « Crowding and personal space invasion on the train: Please don't make me sit in the middle », *Journal of Environmental Psychology*, 27, 90-94.
- FLACHAIRE E. and G. HOLLARD (2007), « Starting-point bias and respondent uncertainty in dichotomous choice valuation surveys », *Resource and Energy Economics*, 29, 183-194.
- HAAB T. and K. McCONNEL (2003), *Valuing Environmental and Natural Resources: the Econometrics of Non-Market Valuation*, Edward Elgar.
- HENSHER D., J. ROSE and A. COLLINS (2011), « Identifying commuter preferences for existing modes and a proposed Metro in Sydney, Australia, with special reference to crowding », *Public Transport*, 3, 109-147.
- HOROWITZ J. and K. McCONNEL (2002), « A Review of WTP/WT A Studies », *Journal of Environmental Economics and Management*, 44, 426-447.
- KOPP P. (2011), « The unpredicted rise of motorcycles: A cost benefit analysis », *Transport Policy*, 18, 613-622.
- KOPP P. and M. KONING (2012), « Are pro-bicycle policies socially desirable ? The case of Paris », *Working Paper presented at the ITEA Conference*.
- KRAUS M. (1991), « Discomfort Externalities and Marginal Cost Transit Fares », *Journal of Urban Economics*, 29, 249-259.
- KRAUS M. (2003), « A new look at the two-mode problem », *Journal of Urban Economics*, 54, 511-530.

- KRAUS M. and Y. YOSHIDA (2002) « The commuter's time-of-use decision and optimal pricing and service in urban mass transit », *Journal of Urban Economics*, 51, 170-195.
- LEURENT F., V. BRETEAU and N. WAGNER (2009), *Coût marginal social de la congestion routière. Actualisation et critique de l'approche Hautreux*, LVMT, rapport pour le compte du MEDDAT.
- LEURENT F. and K. LIU (2009), « On Seat Congestion, Passenger Comfort and Route Choice in Urban Transit: a Network Equilibrium Assignment Model with Application to Paris », *Paper Presented at the Annual Congress of Transportation Research Board*, 09 – 1784.
- LI Y. (2003), « Evaluating the Urban Commute Experience: A Time Perception Approach », *Journal of Public Transportation*, 6, 41-67.
- LI Z. and D. HENSHER (2011), « Crowding and public transport: a review of willingness to pay evidence and its relevance in project appraisal », *Transport Policy*, 880-887.
- LITMAN T. (2008), « Valuing Transit Service Quality Improvements », *Journal of Public Transportation*, 11, 43-64.
- LONG J. and J. FREESE (2006), *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using STATA*, Stata Press, Texas.
- LUCHINI S. (2003), « De la singularité de la méthode d'évaluation contingente », *Économie et Statistiques*, 141-152.
- MACKETT R., N. PAULLEY, J. PRESTON, J. SHIRES, H. TITHERIDGE, M. WARDMAN, P. WHITE and R. BALCOMBE (2004), *The Demand for Public Transport: a Practical Guide*, Wokingham, UK, TRL Limited.
- Ministère de l'Équipement (2005), *Instruction-cadre relative aux méthodes d'évaluation économique des grands projets d'infrastructures de transport*, ministère de l'Équipement, des Transports, de l'Aménagement du Territoire, du Tourisme et de la Mer, version mise à jour le 27 mai 2005.
- MOHRING H. (1972), « Optimization and Scale Economies in Urban Bus Transportation », *American Economic Review*, 62, 591-604.
- Observatoire de la mobilité de la ville de Paris (2007), « Bilan des déplacements de la ville de Paris », *disponible sur le site internet de la ville de Paris*.
- Observatoire de la mobilité de la ville de Paris (2009), « Bilan des déplacements de la ville de Paris », *disponible sur le site internet de la ville de Paris*.
- OCDE (2003), *Managing urban traffic congestion*, OCDE, Paris.
- ORSTIF (2010), « Enquête auprès des salariés d'Île-de-France sur les transports en commun domicile-travail », *Mimeo*.
- PARRY I., W. HARRINGTON and M. WALLS (2007), « Automobile Externalities and Policies », *Journal of Economic Literature*, 65, 373-399.
- PARRY I. and K. SMALL (2009), « Should Urban Transit Subsidies Be Reduced ? », *American Economic Review*, 99, 700-724.
- PINÇON M. and M. PINÇON-CHARLOT (2008), *Sociologie de Paris*, collection Repères, Paris.
- PROOST S. and K. DENDER (2008), « Optimal urban transport pricing in the presence of congestion, economies of density and costly public funds », *Transportation Research-Part A*, 42, 1220-1230.
- PRUD'HOMME R., M. KONING and P. KOPP (2011), « Substituting a Tramway to a Bus Line in Paris: Costs and Benefits », *Transport Policy*, 18, 563-572.
- PRUD'HOMME R., M. KONING, L. LENORMAND and A. FEHR (2012), « Public Transport Congestion Costs: The Case of Paris Subway », *Transport Policy*, 21, 101-109.
- PRUD'HOMME R. and P. KOPP (2008), « Worse than a Congestion Charge: Paris Traffic Restrain Policy », in *Road Congestion Pricing Book*, ed. by R. Richardson and C. Chang Hee, Edward Elgar, 252-272.
- QUINET E. (2004), « A metaanalysis of Western Europe external costs estimates », *Transportation Research-D*, 465-476.
- QUINET E. and R. VICKERMAN (2004), *Principles of Transport Economics*, Edward Elgar Publishing.
- RATP (2008), *Statistiques annuelles 2007*, Régie autonome des transports parisiens.

- SANTOS G. and J. BHARKARB (2006), « The impact of the London congestion charging scheme on the generalized cost of car commuters to the City of London from a value of travel time savings perspective », *Transport Policy*, 22-33.
- SMALL K. and E. VERHOEF (2007), *The Economics of Urban Transportation*, 2nd Edition, Routledge.
- Technologia (2010), « Étude d'impact des transports en commun de région parisienne sur la santé des salariés et des entreprises », *Mimeo*.
- TERM (2005), *External costs and charges per vehicle*, European Environmental Agency.
- Transportation Research Board (1999), *Transit Capacity and Quality of Service Manual*, 2nd Edition, Washington, DC.
- TSEKERIS T. and S. VOSS (2009), « Design and Evaluation of Road Pricing : State-of-the-art and Methodological Advances », *Netnomics*, 5-52.
- WARDMAN M. (2004), « Public transport values of the time », *Transport Policy*, 11, 363-377.
- WARDMAN M. and G. WHELAN (2011), « Twenty years of rail crowding valuation studies : evidence and lessons from British experience », *Transport Reviews*, 31, 379-398.
- WENER R., G. EVANS and P. BOATELY (2005), « Commuting stress: Psychological effects of a trip and spillover into the workplace », *Transportation Research Board*, 1924/2005, 112-117.
- WHELAN G. and J. CROCKETT (2009), « An investigation of the willingness to pay to reduce rail overcrowding », *Proceeding of the First International Conference on Choice Modelling*, Harrogate, England.

ANNEXES

TABLEAU 7 – Coefficients standardisés des variables explicatives

	Fully-standardized coefficients				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Dépendante	CAP_i	CAP_i	$CAP_i \times w_i$	$CAP_i \times w_i$	Sur_i
Échantillon complet					
Durée	0.08	0.08	–	–	–
Budget temporel	–	–	0.21	0.20	–
Densité	0.12	–	0.11	–	0.08
Note congestion	–	0.09	–	0.10	ns
Âge	ns	ns	0.10	0.09	ns
Cadre	–	–	0.16	0.17	–
Sous-échantillon (durée ≤ 30 minutes)					
Durée	0.14	0.15	–	–	–
Budget temporel	–	–	0.27	0.26	–
Densité	0.12	–	0.10	–	0.07
Note congestion	–	0.10	–	0.11	ns
Âge	ns	ns	0.08	ns	ns
Cadre	–	–	0.11	0.12	–

TABLEAU 8 – Déterminants du sur-déplacement

	Ordered Logit					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Domicile-travail	-0.00 (0.27)	0.03 (0.29)	0.02 (0.29)	0.00 (0.29)	0.04 (0.29)	0.01 (0.29)
Voiture	0.11 (0.16)	0.11 (0.17)	0.11 (0.18)	0.09 (0.17)	0.12 (0.17)	0.09 (0.17)
Parisien	–	0.07 (0.17)	0.13 (0.17)	0.06 (0.17)	0.14 (0.17)	0.06 (0.17)
Âge	–	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.00 (0.01)
Homme	–	0.11 (0.15)	0.11 (0.15)	0.11 (0.15)	0.10 (0.15)	0.11 (0.15)
Revenu	–	-0.02 (0.04)	-0.02 (0.04)	-0.02 (0.04)	-0.03 (0.04)	-0.02 (0.04)
Densité	–	–	0.22** (0.11)	–	0.25** (0.12)	–
Note congestion	–	–	–	0.08 (0.07)	–	0.09 (0.07)
Cœur des pointes	–	–	–	–	-0.16 (0.19)	-0.10 (0.19)
Observations	533	533	533	533	533	533
Log-Likelihood	-983.76	-983.11	-981.57	-982.63	-981.22	-982.49
Pseudo R ²	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Significativité : * p<0,10 ; ** p<0,05 ; *** p<0,01

TABLEAU 9 – Probabilités prédites du consentement à voyager plus longtemps contre plus de confort (en minutes par déplacement)

	< 5 min	5-10 min	10-15 min	15-20 min	> 20 min
Ensemble	25,6%	41,5%	28,6%	2,8%	1,5%
Durée < 15 min	30,8%	42,0%	24,0%	2,2%	1,1%
Durée 15-30 min	25,3%	41,7%	28,7%	2,8%	1,5%
Durée > 30 min	21,8%	40,9%	32,2%	3,3%	1,8%
Densité < 1,5 voy/m ²	28,7%	42,1%	25,6%	2,3%	1,2%
Densité 1,5-2,5 voy/m ²	26,1%	41,7%	28,0%	2,7%	1,4%
Densité > 2,5 voy/m ²	21,0%	40,4%	33,2%	3,5%	1,9%
Note < 3	28,2%	42,1%	26,0%	2,4%	1,3%
Note = 3	26,1%	41,5%	28,2%	2,8%	1,5%
Note > 3	24,2%	41,3%	29,9%	3,0%	1,6%

TABLEAU 10 – Déterminants de la congestion subjective dans la ligne 1

	Ordered Logit			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Durée	0.01** (0.01)	0.01** (0.01)	0.01* (0.01)	0.01* (0.01)
Domicile-travail	0.58** (0.24)	0.57** (0.29)	0.60** (0.29)	0.50* (0.29)
Voiture	0.34** (0.17)	0.31* (0.17)	0.35** (0.18)	0.34* (0.18)
Parisien	–	0.31 (0.16)	0.32* (0.17)	0.33* (0.17)
Âge	–	0.01 (0.01)	0.02** (0.01)	0.02** (0.01)
Homme	–	-0.07 (0.16)	-0.05 (0.17)	0.01 (0.17)
Revenu	–	-0.00 (0.04)	-0.02 (0.04)	-0.00 (0.04)
Densité	–	–	0.90*** (0.12)	0.78*** (0.12)
Cœur des pointes	–	–	–	0.84*** (0.19)
Observations	533	533	533	533
Log-Likelihood	-781.80	-780.22	-754.28	-745.36
Pseudo R ²	0.01	0.01	0.05	0.06

Significativité : * p<0,10 ; ** p<0,05 ; *** p<0,01