



Thèse pour obtenir le grade de  
Docteur de l'Ecole Nationale Supérieure des Mines de Paris  
Spécialité Economie et Finance

présentée et soutenue publiquement par

**Benjamin Bureau**

le 26 novembre 2009

## **Analyse des Effets Distributifs de Différentes Politiques de Transport**

*Composition du jury :*

M. Matthieu Glachant – Ecole des Mines de Paris (Directeur de thèse)

M. Jean-Charles Hourcade – EHESS-CIRED (Président)

M. Pierre Kopp – Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne (Rapporteur)

M. Charles Raux – Laboratoire d'Economie des Transports - Lyon (Rapporteur)

M. Eric Strobl – Ecole Polytechnique (Examinateur)



Cette thèse a été financée par une allocation doctorale de la Région Ile-de-France dans le cadre du Réseau de Recherche sur le Développement Soutenable (R2DS). Elle a également bénéficié pour certains chapitres du soutien de la Mission Interministérielle de l'Effet de Serre (MIES), du Ministère de l'Ecologie et du Développement Durable, et de l'Agence de l'Environnement et de la Maîtrise de l'Energie (ADEME). Nous revenons sur ces différents soutiens au début de chaque chapitre.



## Remerciements

Je voudrais avant tout remercier mon directeur de thèse, Matthieu Glachant, pour tout ce qu'il m'a apporté durant ces trois années. Sa générosité, son exigence et ses conseils ont été déterminants et auront des répercussions profondes sur ma manière de travailler dans le futur.

Je remercie également Jean-Charles Hourcade, Eric Strobl, Charles Raux et Pierre Kopp d'avoir accepté de faire partie du jury, avec une mention particulière pour Charles Raux et Pierre Kopp qui ont accepté la charge de rapporteur.

Ma reconnaissance va bien sûr à l'ensemble de l'équipe du CERNA pour l'ambiance stimulante et chaleureuse dont j'ai bénéficié tout au long de mon travail de recherche. Le laboratoire m'a en outre permis de présenter la majorité de mes travaux dans différents séminaires et universités d'été en France et à l'étranger. Les critiques et encouragements récoltés ont permis d'améliorer substantiellement cette thèse.

Merci enfin et surtout à mes parents qui m'ont permis de réaliser l'ensemble de mes études supérieures dans les meilleures conditions.



# Table des matières

<b>Préface .....</b>	<b>9</b>
<b>Introduction générale .....</b>	<b>11</b>
1. Contexte et sujet de recherche .....	11
2. Intérêt du sujet de recherche .....	14
3. Méthode .....	15
4. Effets distributifs et équité.....	18
5. Structure de la thèse.....	19
Références .....	20
<b>Chapitre 1 : Distributional effects of road pricing: assessment of nine scenarios for Paris .....</b>	<b>25</b>
1. Introduction .....	25
2. An income-sensitive mode choice model.....	27
3. Simulation model and data description .....	31
4. Results and discussion .....	36
5. Conclusion.....	44
References .....	46
Appendix .....	48
<b>Chapitre 2 : Distributional effects of a carbon tax on car fuels in France.....</b>	<b>51</b>
1. Introduction .....	51
2. Model of car use .....	53
3. Simulation strategy .....	55
4. Data and summary statistics .....	61
5. Estimation and results.....	65
6. Conclusion .....	75
References .....	77
Appendix .....	80
<b>Chapitre 3 : Distributional effects of public transport policies in the Paris Region .....</b>	<b>83</b>
1. Introduction .....	83

2. Case-study area and scenarios considered.....	85
3. Methodology.....	88
4. Data.....	92
5. Results .....	92
6. Conclusion.....	102
References .....	104
Appendix .....	106

**Chapitre 4 : Evaluation de l'Impact des Politiques « Quartiers Verts » et « Quartiers Tranquilles » sur les Prix de l'Immobilier à Paris ..... 111**

1. Introduction .....	111
2. Les politiques « Quartiers Tranquilles » et « Quartiers Verts » .....	114
3. Méthodologie.....	115
4. Description des données .....	119
5. Résultats .....	125
6. Conclusion.....	129
Références .....	130
Annexe.....	133

**Conclusion générale..... 141**



## Préface

Le cœur de la thèse est constitué de quatre articles :

- “Distributional effects of road pricing: Assessment of nine scenarios for Paris”, *Transportation Research Part A*, 42 (7), 2008, pp. 994-1008 (with M. Glachant)
- “Distributional effects of a carbon tax on car fuels in France”, 2009, CERNA Working Paper.
- “Distributional effects of public transport policies in the Paris Region”, 2009, CERNA Working Paper (with M. Glachant)
- “Evaluation de l'impact des politiques 'Quartiers Verts' et 'Quartiers Tranquilles' sur les prix de l'immobilier à Paris”, 2009, à paraître dans *Economie et Prévision*. (avec M. Glachant)

Les quatre articles proposent tous des évaluations empiriques de politiques publiques de transport et, de manière plus ou moins directe, cherchent à mesurer les effets distributifs des politiques. Toutefois, chaque étude traite une question spécifique et peut être lue séparément.



# Introduction générale

## 1. Contexte et sujet de recherche

Le problème est désormais bien connu : si l'usage de l'automobile génère des bénéfices indéniables en termes de vitesse, confort ou liberté de déplacement pour les individus concernés, il engendre également de nombreuses nuisances pour la société. En s'insérant dans la circulation, chaque nouvel automobiliste ralentit la vitesse de déplacement des autres véhicules et augmente le risque d'accidents sur le réseau. Il émet également des polluants atmosphériques (e.g., SO<sub>2</sub>, NO<sub>x</sub>, CO) et participe à la dégradation de l'environnement visuel et sonore des riverains. A un niveau plus global, l'usage de l'automobile émet des gaz à effet de serre et participe à l'épuisement des réserves de pétrole.

Dans ce contexte, économistes et décideurs politiques s'accordent sur la nécessité d'une intervention publique pour réguler l'usage de l'automobile. Les premiers jugent que le libre jeu du marché conduit généralement à une situation sous-optimale. La richesse totale liée à l'usage de l'automobile – définie comme la différence entre les bénéfices et les coûts induits pour l'ensemble de la société – n'est pas maximisée. Trop de nuisances sont générées par rapport aux bénéfices produits. Une intervention publique est donc justifiée pour augmenter le bien-être collectif.

Les décideurs politiques sont de leur côté pressés par leurs administrés de trouver des solutions aux problèmes engendrés par l'automobile. A Paris, la vitesse des déplacements en voiture ne dépasse pas les 15 km/h aux heures de pointes (Mairie de Paris, 2007, p. 23). Près d'un quart des ménages français se déclarent gênés par le bruit des transports (CCEE, 2006, p. 167). Trois quarts considèrent que la pollution atmosphérique présente des risques « importants » pour la santé et un tiers se déclare même victime de troubles ou de gênes occasionnés par ce type de pollution (CREDOC, 2003).

Face à ces problèmes, quelles solutions retenir ? Faut-il suivre les exemples de Londres ou Stockholm et instaurer des péages urbains dans les centres-villes ? Faut-il

augmenter l'offre de transports en commun pour inciter les automobilistes à abandonner leur voiture ? Faut-il limiter les vitesses de déplacement ? Créer de nouvelles routes ? Des couloirs de bus ?

L'analyse économique s'efforce depuis longtemps d'éclairer ces débats. Tout d'abord, en offrant un critère simple d'évaluation des politiques : l'efficacité économique (ou efficacité au sens de Kaldor-Hicks ou critère utilitariste)<sup>1</sup>. Dans ce cadre, une politique de transport est souhaitable si elle génère un gain net pour la société prise dans son ensemble. Avec ce critère, une politique est souhaitable même si certains individus sont perdants. Il faut simplement que (sur le papier) les pertes des perdants puissent être compensées (mais elles ne le sont pas nécessairement) par les gains des gagnants. La plupart des économistes y ont recours, explicitement ou non, pour l'évaluation des différents instruments de politique de transport. Depuis les travaux fondateurs sur la tarification des externalités – notamment de la congestion – de Pigou (1920), Knight (1924), Walters (1961), Morhing and Harwitz (1962), Vickrey (1963, 1969) et Strotz (1965), jusqu'aux travaux de référence les plus récents (par exemple De Borger et Mayeres, 2007, De Palma et Kilani, 2008, Parry et Small, 2005, 2009), l'efficacité est au centre de l'évaluation économique.

Dans ce cadre, il s'est dégagé un corpus de résultats relativement solides permettant de guider l'action publique. Rappelons simplement que la solution standard proposée par les économistes est de faire supporter aux automobilistes la totalité des coûts de leurs actions, et donc notamment le coût des nuisances qu'ils font subir à la société. Prenant en compte les nuisances qu'ils font supporter à la société, les automobilistes modifient leur comportement et génèrent moins de nuisances. On dit qu'il y a internalisation des effets externes. La richesse totale liée à l'usage de l'automobile est maximisée. Le moyen privilégié pour atteindre ce résultat est la taxe.<sup>2</sup> Ainsi, l'idée du péage urbain est de faire

---

<sup>1</sup> La théorie économique propose un second critère d'évaluation, le critère de Pareto, mais ce dernier est largement inopérant dans le cas des politiques de transport. Le critère de Pareto considère ainsi que la mise en œuvre d'une nouvelle politique n'est souhaitable que s'il n'y pas de perdants. Il ne permet donc pas de comparer toutes les politiques de transport, puisque pour la plupart d'entre elles on trouvera toujours quelqu'un pour perdre si on recourt à une catégorisation assez fine de la population.

<sup>2</sup> Comme le soulignent Small et Verhoef (2007, p. 163) : "Pricing [is] the economist's knee-jerk reflex to transportation problems". Toutefois, dans une perspective de long terme, la maximisation de l'intérêt général passe également par l'optimisation des infrastructures de transport (nombre de kilomètres d'autoroutes, nombre de ponts, etc.). Nous ne rentrerons pas ici dans ce débat. Pour une présentation récente et détaillée de ces questions, voir par exemple Small et Verhoef (2007, chapitre 5).

supporter aux automobilistes les pertes de temps qu'ils infligent aux autres conducteurs.<sup>3</sup> Une taxe carbone sur le carburant vise quant à elle à internaliser le dommage climatique généré par le déplacement.<sup>4</sup> Par ailleurs, une taxe est d'autant plus efficace qu'elle porte directement sur l'externalité (la quantité de CO<sub>2</sub> rejetée, le nombre de kilomètre réalisés, le nombre de décibels émis, etc.). Par exemple, si l'objectif est de maîtriser les nuisances de l'automobile, Parry et Small (2005, 2009) montrent qu'une tarification optimisée de l'usage automobile aux Etats-Unis est beaucoup plus efficace qu'une politique de subvention aux transports en commun.

Considérer la maximisation du bien-être collectif comme critère unique de décision peut toutefois apparaître réducteur.<sup>5</sup> Dans le débat public, les considérations sur l'équité sont au moins aussi importantes que les considérations sur l'efficacité. Augmenter la fiscalité sur les carburants serait par exemple injuste car cela pénaliserait les plus pauvres ou limiterait la liberté de déplacement de banlieusards dépendants de l'automobile. Encourager les transports en commun serait au contraire favorable aux plus pauvres qui ne peuvent s'offrir une voiture.

L'analyse économique permet d'éclairer ces débats. Elle permet en particulier de mesurer les effets distributifs des politiques, c'est-à-dire la répartition des coûts et des bénéfices induits par la politique entre différents groupes d'individus (classes de revenus, zones de résidence, etc.).

S'ils se multiplient depuis une dizaine d'années, les travaux sur les effets distributifs des politiques de transport sont encore peu nombreux. L'objectif de la thèse est de contribuer au développement de cette littérature.

La thèse présente trois études qui examinent directement les effets distributifs des politiques suivantes : l'instauration d'un péage urbain à Paris, la mise en œuvre d'une taxe carbone sur le carburant automobile en France, et la mise en œuvre de politiques visant à

---

<sup>3</sup> Certaines études empiriques remettent toutefois en question l'intérêt du péage urbain en raison notamment des coûts de mise en œuvre potentiellement importants (voir par exemple Prud'homme et Bocajero, 2005, et Prud'homme et Kopp, 2008).

<sup>4</sup> Raux et Marlot (2005) montrent qu'un système de permis d'émissions de CO<sub>2</sub> appliqué à la consommation de carburant des automobilistes peut être une alternative intéressante à la taxation du carburant, malgré les coûts de transaction attendus.

<sup>5</sup> Nous ne rentrons pas ici dans le débat moral sur l'utilitarisme : faut-il appliquer le critère du bonheur collectif en toute circonstance ? faut-il sacrifier un individu si cela peut être une source de bonheur collectif important ? etc. Pour une synthèse des critiques de l'utilitarisme, voir par exemple Guerrien (2002, p. 527).

augmenter l'attractivité des transports en commun (baisse des prix et augmentation des vitesses) en Ile-de-France.

Une quatrième étude analyse l'impact sur les prix de l'immobilier des politiques « Quartiers Verts » et « Quartiers Tranquilles ». Ces deux politiques de la Mairie de Paris consistent à réaménager certains quartiers afin d'opérer un nouveau partage de la voie publique au profit des modes de circulations douces. Il ne s'agit pas stricto sensu d'une étude d'effets distributifs. Les enjeux sont toutefois largement similaires. L'augmentation des prix de l'immobilier fait en effet courir le risque d'une diminution de la mixité sociale dans les secteurs réaménagés.

## **2. Intérêt du sujet de recherche**

Dans une optique de développement durable, la question des effets distributifs est fondamentale, à la fois par souci de justice sociale, mais également par pragmatisme, pour identifier les perdants potentiels pouvant faire obstacle à la mise en œuvre de politiques bénéfiques du point de vue de l'intérêt général. Pour un niveau d'efficacité donné, une politique est d'autant plus acceptable qu'il y a de gagnants. Plus largement, on peut supposer qu'une politique est d'autant plus acceptable que les individus subissent des coûts ou des bénéfices similaires. Dans le cas contraire, le sentiment d'être lésé peut amener certains à remettre en cause la politique mise en œuvre. Chaque individu évalue en effet sa position en fonction de celle de ses semblables.<sup>6</sup> Comme le notait déjà Marx : « Une maison peut être grande ou petite, aussi longtemps que les maisons voisines ont la même taille, tout va bien. Si on construit un palais à côté, la maison devient minuscule » (cité par Cohen, 2009, p. 152).

Une analyse rigoureuse des effets distributifs est également utile pour objectiver les débats sur l'équité des politiques de transport. L'impact distributif des politiques étant mal connu, décideurs politiques et observateurs sont souvent amenés à raisonner à partir d'idées *a priori*. Le risque dans ces conditions est de rejeter des solutions prometteuses du point de vue de l'intérêt général sous prétexte d'une iniquité supposée de la politique.

---

<sup>6</sup> Un nombre croissant d'études économétriques et de travaux d'économie expérimentale mettent en évidence les phénomènes de comparaison aux autres. Pour une revue de la littérature, voir par exemple Clark et Senik (2008).

Identifier les principaux perdants est également utile en vue d'éventuelles compensations. Rappelons, toutefois que si le décideur politique souhaite accompagner l'introduction d'une taxe verte par une compensation spécifique à ceux qui sont les plus touchés, il est nécessaire que ces compensations soient forfaitaires et ne soient pas transformées en exonérations, même partielles, si l'on veut infléchir les comportements et accomplir l'objectif écologique.

Enfin, les résultats d'une analyse sur les effets distributifs peuvent être intégrés au cadre normatif de l'analyse de l'efficacité via le concept de fonction de bien-être social.<sup>7</sup> Il ne s'agit alors plus d'envisager le bien-être collectif comme la simple somme des bien-être individuels, mais comme la somme pondérée des bien-être de différentes catégories d'individus. Par exemple, plus on considère que la société est hostile à l'inégalité des revenus, plus on affecte un poids important aux gains des plus pauvres. Dans ce cadre, une politique est souhaitable si la somme *pondérée* des variations de bien-être est positive.<sup>8</sup>

### 3. Méthode

L'approche retenue dans la thèse est essentiellement empirique. Le point de départ est de considérer qu'il n'existe pas de réponse générale à la question de l'équité du péage urbain, de la taxe carbone ou de l'augmentation de l'attractivité des transports en commun. Tout dépend du scénario envisagé, du contexte urbain dans lequel la politique est mise en œuvre et de la manière dont est utilisée l'éventuelle recette. La démarche pertinente consiste alors à *mesurer* l'impact de différents scénarios. On observe d'ailleurs sans surprise que la littérature sur les effets distributifs des politiques de transport est très majoritairement empirique. Les quelques travaux théoriques existants concernent essentiellement la tarification de la congestion, par exemple Arnott et al. (1994), Evans (1992), Small et Verhoef (2007, Chapitre 4).

Considérons tout d'abord les trois premiers chapitres de la thèse. Ils proposent trois études de micro-simulation permettant d'appréhender l'impact distributif de différents scénarios de péage urbain, taxe carbone et de politiques de transport en commun.

---

<sup>7</sup> Concept initialement proposé par Bergson (1938) et présenté dans la majorité des manuels de microéconomie. Voir par exemple Nicholson (1998, chapitre 25) ou Varian (1999, chapitre 31).

<sup>8</sup> Pour une application dans le domaine des transports, voir par exemple Mayeres et Proost (2001).

La micro-simulation permet de dépasser les limites de la méthode traditionnellement utilisée en France pour étudier les effets distributifs des politiques de transport. Cette approche traditionnelle – que l'on peut qualifier d'« approche par les dépenses de transport » – repose sur l'idée que l'impact distributif d'une taxe sur un bien de transport (carburant, véhicule neuf, etc.) dépend en premier lieu de la part des dépenses liées à ce bien de transport dans le budget global des ménages. Ainsi, si un bien représente une part plus importante dans le budget des ménages pauvres que dans celui des ménages plus riches, une taxe uniforme sur ce bien est jugée régressive. En effet, les ménages les plus pauvres payent plus de taxe en pourcentage de leur consommation totale que les ménages les plus riches. Cette approche a été utilisée en France par Berri (2005), Darbéra (2001), Lemaître et Kleinpeter (2009) et Purwanto (2004) à partir des données des enquêtes *Budget de famille* de l'INSEE.<sup>9</sup>

Ces études présentent deux limites méthodologiques importantes. La première limite est qu'elles ne permettent pas d'étudier des mesures de politique de transport très précises. Elles se bornent à étudier des mesures génériques du type « augmentation des taxes sur le carburant » ou « augmentation des prix des transports en commun ». Notre approche de micro-simulation permet d'analyser des scénarios beaucoup plus fins ; par exemple, une taxe carbone différenciée entre l'essence et le diesel (chapitre 2) ou une augmentation de la vitesse des bus en banlieue parisienne (chapitre 3). La micro-simulation permet en outre d'étudier des instruments jamais mis en œuvre comme le péage urbain à Paris (chapitre 1).

La seconde limite de l'approche par les dépenses de transport est qu'elle néglige l'effet des scénarios sur les comportements de mobilité des ménages. Ces méthodes ne sont donc précises que pour de petites variations de prix ou de taxe. Nos études sur le péage urbain (chapitre 1) et sur la taxe carbone (chapitre 2) lèvent cette hypothèse. Le chapitre 3 sur les politiques de transport en commun conserve en revanche l'hypothèse de comportements figés.

En matière d'effets distributifs, l'hétérogénéité des individus est cruciale. Nous utilisons donc systématiquement des données désagrégées au niveau des ménages ou des

---

<sup>9</sup> Ces travaux présentent des analyses plus ou moins sophistiquées. L'analyse la plus approfondie est celle de Berri (2005).



individus. Les chapitres 1 à 3 mobilisent les données de l'Enquête Globale Transport Ile-de-France 2001-2002 qui permet de suivre et d'analyser les pratiques des franciliens en matière de déplacements. Le chapitre 2 utilise les données du Panel Parc Auto TNS-Sofres qui décrit au cours du temps le comportement des ménages français en termes d'usage de l'automobile et de motorisation. Ces données nous permettent de capturer toutes les différences inter-individuelles, par exemple, le revenu, l'âge, la taille du ménage, la motorisation, la localisation géographique, l'accès aux transports en commun, etc. Cette précision est un avantage de l'approche désagrégée. Dans l'étude sur la taxe carbone nous pouvons par exemple calculer la réaction de chaque ménage à l'instauration de la taxe. Nos résultats ne dépendent donc pas de résultats moyens déterminés de manière ad hoc pour une catégorie de revenu donnée.

Les trois études considèrent les coûts et les bénéfices les plus directs supportés par les individus : les coûts liés au paiement des taxes ou à la réduction du nombre de kilomètres parcourus et les bénéfices liés aux gains de temps ou aux baisses de prix dans les transports en commun. Une des originalités du chapitre 2 par rapport à l'ensemble des travaux sur le sujet est qu'il prend en compte l'impact distributif de la baisse de congestion engendrée par la taxe carbone.<sup>10</sup>

Comme la majorité de travaux existants (par exemple, West, 2004, 2005, Santos et Cathchesides, 2005, Eliasson et Mattsson, 2006, Safirova et al., 2003), nous adoptons une approche de court terme en équilibre partiel. Une évaluation complète demanderait de prendre également en compte les impacts de long terme et de mobiliser une approche en équilibre général afin d'appréhender la propagation des effets de la politique dans toute l'économie.<sup>11</sup> Une telle démarche dépasse le cadre de notre étude. Notons cependant que nos travaux sur le péage urbain et la taxe carbone incluent des scénarios simples de recyclage du produit de la taxe.

---

<sup>10</sup> Cette assertion ne concerne pas les travaux sur le péage urbain qui prennent bien évidemment en compte l'impact distributif des baisses de congestion.

<sup>11</sup> Une approche en équilibre général est par exemple utilisée par Combet et al. (2009) pour étudier l'impact distributif d'une taxe carbone en France ; par Casler et Rafiqui (1993) pour étudier l'impact distributif d'une taxe sur l'ensemble des produits énergétiques aux Etats-Unis – et donc notamment le carburant automobile ; par Kalinowska et Steininger (2009) et Steininger et al. (2007) pour étudier l'impact distributif d'une tarification kilométrique sur l'ensemble des réseaux routiers autrichiens et allemands.

Enfin, la quatrième et dernière étude de la thèse utilise la méthode des prix hédoniques pour mesurer l'impact des politiques « Quartiers Verts » et « Quartiers Tranquilles » sur le prix de l'immobilier.

#### **4. Effets distributifs et équité**

Nous l'avons signalé plus haut, la question des effets distributifs est notamment importante par souci d'équité sociale. L'équité est toutefois un concept polysémique pouvant renvoyer à différentes conceptions de la justice. Cette section précise brièvement le positionnement de nos travaux par rapport à ces questions.

A partir des principes explicités par Rawls dans sa théorie de la justice (1971), Raux et Souche (2004) identifient trois types d'équité directement applicables au contexte de la tarification des transports : l'équité verticale au sens de l'attention à porter aux personnes les plus fragiles économiquement ; l'équité horizontale au sens de la répartition de la charge entre contribuables et usagers des transports, et entre usagers des différents modes ; et l'équité territoriale (*spatial equity*) qui se réfère à la garantie d'accessibilité aux aménités, et à la liberté d'aller et venir.<sup>12</sup>

Les travaux présentés dans cette thèse permettent d'alimenter le débat sur l'équité verticale. Les chapitres 1 à 3 présentent ainsi pour les différents scénarios étudiés la distribution des variations de bien-être pour différentes catégories de revenus. Les chapitres 2 et 3 cherchent à approfondir l'analyse en considérant également la distribution des impacts en fonction du lieu de résidence. En suivant la typologie de Raux et Souche, ce volet renvoie également au concept d'équité verticale. Il s'agit toujours de porter attention aux personnes les plus fragiles mais la fragilité est cette fois-ci caractérisée par la pénurie d'infrastructures de transport dans la zone de résidence. Il s'agit donc typiquement de porter attention au sort des individus vivant en grande banlieue ou en milieu rural.

---

<sup>12</sup> Sur le thème de l'équité appliquée aux transports, Raux et Souche (2004) mentionnent les travaux plus anciens de Litman (1997) qui décrivent deux types d'équité, l'équité horizontale et l'équité verticale, mais sans faire explicitement le lien avec la théorie de Rawls.

## 5. Structure de la thèse

Le **premier chapitre** présente l'étude sur les effets distributifs du péage urbain. Son point de départ est de considérer qu'il n'existe pas de réponse générale à la question de l'équité du péage. En nous concentrant sur les déplacements domicile-travail, nous simulons et comparons donc les effets distributifs de neuf scénarios pour Paris. D'un point de vue méthodologique, nous utilisons un modèle de choix modal à utilité aléatoire qui n'est pas linéaire avec le revenu. Nous levons ainsi l'hypothèse restrictive des modèles traditionnels d'utilité marginale constante du revenu. Nous montrons que l'impact distributif entre classes de revenu dépend clairement du niveau de réduction de trafic induit par le péage. Des niveaux de péage élevés sont relativement plus favorables aux automobilistes à bas revenu. L'impact distributif varie également avec les caractéristiques du péage. Par rapport à un scénario de référence faisant payer uniformément tous les automobilistes se déplaçant dans Paris, un péage de cordon est préjudiciable pour les bas revenus. En revanche, accorder une réduction aux véhicules faiblement émetteurs de CO<sub>2</sub> améliore légèrement leur situation tandis qu'une réduction pour les Parisiens est neutre. De manière surprenante, réallouer les recettes du péage à l'ensemble des voyageurs ou aux seuls usagers des transports en commun ne modifie pas sensiblement l'impact distributif du péage.

Le **deuxième chapitre** analyse les effets distributifs de différents scénarios de taxe carbone sur le carburant. La méthodologie repose sur un modèle d'utilisation de l'automobile estimé à partir de données de panel sur la période 2003-2006. Les données de panel sont particulièrement intéressantes pour estimer ce type de modèle car elles permettent de contrôler l'endogénéité des choix de motorisation. Nous montrons que taxer le carbone contenu dans le carburant automobile est régressif avant le recyclage des recettes de la taxe. Toutefois, prendre en compte les bénéfices induits par la baisse de congestion engendrée par la taxe atténue la régressivité. Nous montrons également que recycler le produit de la taxe uniformément entre chaque ménage ou en fonction de la taille du ménage génère en moyenne un gain net pour les ménages les plus modestes.

Le **troisième chapitre** analyse les effets distributifs de différents scénarios de politiques de transport en Ile-de-France. Nous utilisons pour cela les données désagrégées de l'Enquête Globale Transport Ile-de-France 2001-2002. Nous montrons qu'une réduction

du prix des titres de transport est progressive. Cette conclusion est cohérente avec les résultats de la littérature. Une des originalités de l'étude est que nous considérons également des scénarios plus sophistiqués de modification des temps de transport. Nous montrons ainsi qu'augmenter la vitesse des transports en commun est progressif quel que soit le mode considéré. L'option la plus progressive est d'augmenter la vitesse des bus en banlieue. La moins progressive consiste à augmenter la vitesse du métro ou du rail (RER et train) en banlieue. Augmenter la vitesse des bus dans Paris est une option intermédiaire.

Le **quatrième chapitre** utilise la méthode des prix hédoniques pour mesurer l'impact des politiques « Quartiers Verts » et « Quartiers Tranquilles » sur le prix de l'immobilier. Ces deux politiques de la Mairie de Paris consistent à réaménager certains quartiers afin d'opérer un nouveau partage de la voie publique au profit des modes de circulations douces. Ces zones couvrent environ 18% de la superficie de la capitale. Par rapport aux travaux existants, l'étude se distingue notamment par la richesse des données mobilisées. Outre les données BIEN de la Chambre des Notaires de Paris qui décrivent 155,012 ventes d'appartements réalisées à Paris entre 1990 et 2005, nous utilisons également des données géo-localisées qui décrivent les variables d'environnement des biens échangés. Nous montrons que la politique des « Quartiers Verts » a engendré une hausse de prix moyenne de 3% dans les zones concernées par rapport au reste de Paris. L'impact de la politique « Quartiers Tranquilles » est plus modeste (1,5%).

Enfin la **conclusion** de la thèse présente des observations générales et propose des pistes de recherches futures.

## **Références de l'introduction générale**

Arnott R., de Palma, A. and R. Lindsey (1994), The welfare effects of congestion tolls with heterogeneous commuters, *Journal of Transport Economics and Policy*, 28(2), 139-61.

Bergson, A. (1938), A reformulation of certain aspects of welfare economics, *Quarterly Journal of Economics*, 52, 310-334.

Berri, A. (2005), Dynamiques de la motorisation et des dépenses de transport des ménages - Analyses sur données individuelles et semi-agrégées, Thèse de Doctorat, Université de Paris 1 – Panthéon – Sorbonne.

Casler, S. D. et Rafiqui, A. (1993), Evaluating fuel tax equity: direct and indirect distributional effects, *National Tax Journal*, 46, 197–205.

CCEE (2006), Mobilité, transport et environnement, Rapport de la Commission des Comptes et de l'Economie de l'Environnement, La Documentation Française, Paris.

Clark, A. et Senik, C. (2008), La croissance rend-elle heureux ?, *in* « 27 questions d'économie contemporaine », sous la direction de Philippe Askenazy et Daniel Cohen, Ed. Albin Michel.

Cohen, D. (2009), La prospérité du vice – Une introduction (inquiète) à l'économie, Ed. Albin Michel.

Combet, E., Gherzi, F., Hourcade, J. C. (2009), Taxe carbone, une mesure socialement régressive ? – Vrais problèmes et faux débats, Document de travail CIRED n° 12-2009.

CREDOC – Croutte, P., Diaz-Pedregal, V., Hatchuel, G. (2003), Pollution atmosphérique, déchets ménagers et consommation de produits verts : pratiques et représentations au début 2003, Centre de Recherche pour l'Etude et l'Observation des Conditions de Vie, juillet 2003.

Darbéra, R. (2001), Effets redistributifs et allocatifs d'une modification de la TIPP sur les carburants automobiles, *Recherche Transport Sécurité*, 72, 37-55.

De Borger, B. and Mayeres, I. (2007), Optimal taxation of car ownership, car use and public transport: Insights derived from a discrete choice numerical optimization mode, *European Economic Review*, 51, 1177-1204.

De Palma, A. and Kilani, M. (2008), Regulation in the automobile industry, *International Journal of Industrial Organization*, 26, 150-167.

Eliasson, J. and Mattsson, L.G. (2006) Equity Effects of Congestion Pricing, *Transportation Research Part A*, 40 (7), 602-20.

Evans, A.W. (1992), Road congestion pricing: When is it a good policy?, *Journal of Transport Economics and Policy*, 26, 213–243.

Guerrien, B. (2002), Dictionnaire d'analyse économique, La Découverte, Coll. Repères, 3<sup>e</sup> Ed.

Kalinowska, D. and Steiniger, K. W. (2009), Distributional impacts of car road pricing: Settlement structures determine divergence across countries, *Ecological Economics*, 68, 2890-2896.

Knight, F. (1924), Some fallacies in the interpretation of social costs, *Quarterly Journal of Economics*, 38, 582-606.

Lemaître, E. et Kleinpeter, M.-A. (2009), Dépenses de carburant des ménages : relation avec la zone de résidence et impacts redistributifs potentiels d'une fiscalité incitative, Etudes & Documents n°8 – Commissariat général au développement durable, juin 2009.

Litman, T. (1997), Evaluating Transportation Equity, Working Paper, Victoria Policy Institute.

Mairie de Paris (2007), Le bilan des déplacements en 2007 à Paris. (<http://www.paris.fr/>).

Mayeres, I. and S. Proost (2001), Marginal Tax Reform, Externalities and Income Distribution, *Journal of Public Economics*, 79, 343-363.

Morhing, H. and Harwitz, M. (1962), Highway Benefits: An Analytical Framework, Evanston, IL: Northwestern University Press.

Nicholson, W. (1998), *Microeconomic Theory – Basic Principles and Extensions*, 7<sup>th</sup> Ed., The Dryden Press.

Parry, I. W. H and Small, K. A. (2009), Should Urban Transit Subsidies Be Reduced?, *American Economic Review*, 99(3), 700-724.

Parry, I. W. H. and Small, K. A. (2005), Does Britain or the United States Have the Right Gasoline Tax?, *American Economic Review*, 95 (4), 1276-1289.

Pigou, A. C. (1920), *The Economics of Welfare*, London: Macmillan.

Prud'homme, R. and Bocajero, J. P. (2005), The London congestion charge: a tentative appraisal, *Transport Policy*, 12, 279-87.

Prud'homme, R. and Kopp, P. (2008), The Stockholm toll: an economic evaluation, Working Paper, September 28.

Purwanto, A. J. (2004), Dynamique des inégalités entre les Franciliens face aux Transports, Thèse de Doctorat, Université Lumière Lyon 2.

Raux, C. and Marlot, G. (2005), A system of tradable CO<sub>2</sub> permits applied to fuel consumption by motorists, *Transport Policy*, 12, 255-265.

Raux, C. and Souche, S. (2004), The acceptability of urban road pricing, *Journal of Transport Economics and Policy*, 38(2), 191-216.

Rawls, J. (1971), *A Theory of Justice*, Harvard University Press.

Safirova, E., Harrington, W., Nelson, P., Parry, I.W., Gillingham, K. and Mason, D. (2003), Welfare and Distributional Effects of Road Pricing Schemes for Metropolitan Washington DC, in Santos, G. (ed.) *Road Pricing, Theory and Evidence*, Elsevier Science.

Santos, G. and T. Catchesides (2005), Distributional Consequences of Gasoline Taxation in the United Kingdom, *Transportation Research Record*, 1924, 103-111.

Small, K. A. and Verhoef, T. V. (2007), *The economics of urban transportation*, London and New York: Routledge.

Steininger, K. W., Friedl, B. and Gebetsroither, B. (2007), Sustainability impacts of car road pricing: A computable general equilibrium analysis for Austria, *Ecological Economics*, 63, 59-69.

Strotz, R. H. (1965), Urban transportation parables, *in* Julius Margolis (ed.) *The Public Economy of Urban Communities*, Washington, DC: Resources for the Future, 127-69.

Varian, H. R. (1999), *Intermediate Microeconomics – A Modern Approach*, 5<sup>th</sup> Ed., Norton

Vickrey, W. S. (1963), Pricing in urban and suburban transport, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 53, 452-465.

Vickrey, W. S. (1969), Congestion theory and transport investment, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 59, 251-60.

Walters, A. A. (1961), The theory and measurement of private and social cost of highway congestion, *Econometrica*, 29, 676-99.

West, S. E. (2005), Equity Implications of Vehicle Emissions Taxes, *Journal of Transport Economics and Policy*, 39(1), 1-24.

West, S. E. (2004), Distributional Effects of Alternative Vehicle Pollution Control Policies, *Journal of Public Economics*, 88(3-4), 735-57.





# Chapitre 1 :

## Distributional effects of road pricing: assessment of nine scenarios for Paris\*

### 1. Introduction

The success of the London congestion charging scheme, set up in February 2003, has modified the views of many European policymakers on road pricing. Most of them now consider that it is a credible instrument to tackle urban congestion, although the legal framework in some EU countries still prohibits its implementation (e.g., France). However, many stakeholders criticise urban tolls on equity grounds, arguing that it disproportionately burdens low-income travellers. This argument has some theoretical foundations as high-income travellers have generally higher values of travel time than low-income ones. Accordingly, they tend to value more the reduced travel times induced by the implementation of tolls. Furthermore, they value less the financial loss of the toll as the marginal utility of income is decreasing.

Arguments leading to opposite conclusions are also available. For instance, motorists usually have higher incomes than the other travellers.<sup>13</sup> Most importantly, the overall distributional impacts of road pricing ultimately depend on the allocation of the toll revenues. To sum up, the answer to the question of urban tolls' equity is indeterminate in general. It depends on the scheme considered, on the use of the toll revenues, and on the

---

\* This chapter has been published as: Bureau, B. and Glachant, M. (2008), Distributional effects of road pricing: Assessment of nine scenarios for Paris, *Transportation Research Part A*, 42 (7), 994-1008. We gratefully acknowledge financial support from the French Interministerial Task-Force on Climate Change (MIES) and from the Ile-de-France Region (*Réseau de Recherche sur le Développement Durable*, R2DS). We are also grateful to the Ile-de-France Regional Directorate for the Equipment (DREIF) for the provision of data.

<sup>13</sup> For instance, the income of motorists circulating in Paris is 30% higher than the income of individuals using public transport (source: EGT 2001-2002).

urban context in which tolling is introduced. Accordingly, the relevant approach consists in comparing the distributional effects of different toll scenarios.

This paper analyzes nine scenarios for Paris using disaggregated data from the Global Transport Survey carried out in 2001-2002 (*Enquête Globale Transport Ile-de-France 2001-2002*). The reference scenario is a toll requiring vehicles driven within Paris to pay a uniform fee per trip which induces a 20% traffic reduction. Then, we consider several variants: different levels of traffic reduction (10%, 30% and 50%); a cordon toll which only applies to vehicles entering Paris, a toll in which residents are partially exempted, a toll with discounts for low CO<sub>2</sub> emitting cars. We also study two scenarios of revenue recycling.

We restrict the analysis to commuters and to the direct effects of road pricing: the monetary cost of the toll and the changes in travel time. We derive three indicators reflecting the distributional properties of the scenarios. First, we measure the mean commuters' compensating variation due to the introduction of the toll. In this way, we try to work out the degree of political acceptability of the different scenarios. Second, we characterize the relationship between individual compensating variations, expressed in euros per trip, and income. The aim is to identify the magnitude of the potential redistribution between income groups. Third, we study the relationship between the individual compensating variations, expressed as a percentage of income, and income. The last indicator is usually referred to as regressiveness in public economics.

The empirical literature dealing with the distributional effects of road pricing is developing very quickly. Eliasson and Mattsson (2006) examine the equity effects of a cordon toll in Stockholm.<sup>14</sup> Teubel (2000) does the same in Dresden, while Santos and Rojey (2004) assess the potential distributional impacts of a cordon toll in three English towns (Cambridge, Northampton and Bedford). Franklin (2006) analyses the equity effects of a toll bridge in the State of Washington, USA. Raux and Souche (2004) examine the distributional effects of an urban toll motorway in Lyon. These five studies analyse a particular form of urban pricing: a bridge toll in Franklin (2006), a link toll on a ring road

---

<sup>14</sup> Their scenario is a modified version of the scheme actually implemented in Stockholm in 2006. Note that they analyze different allocations of toll revenues.

in Raux and Souche (2004), and a simple inbound cordon toll in the other studies. The results that they give are only valid for the studied scenarios.

In contrast with these papers, we compare nine scenarios. We believe that a comparative approach is better-suited to derive policy implications. By considering different variants, we are able to investigate the drivers of the distributional impacts. In this regards, our paper is closer to Safirova et al. (2003), or to Maruyama and Sumalee (2007) who examine different forms of road pricing in Washington, DC. and in Utsunomiya, Japan, respectively. However, their results are not easily transferable to European cities as the geography of urban areas, the spatial distribution of income and the relative importance of public transport (PT hereafter) are completely different. In particular, Safirova et al.'s results depend crucially on the pre-existence of restricted high-occupancy vehicles (HOV) lanes on major freeways in the DC area. Such HOV lanes hardly ever exist in European cities.

From a methodological point of view, we use a random utility model that is *nonlinear* in income. This leads us to calculate exact compensating variations for each commuter using the formula recently derived by Dagsvik and Karlström (2005). This is of most interest since, as argued by Jara-Díaz and Videla (1989), traditional mode choice models which assume a constant marginal utility of income tend to under-estimate regressiveness. To the best of our knowledge, Franklin (2006) is the only other work which implements this new method to the equity of urban tolls.

The paper is organized as follows. The first section presents the mode choice model which will provide the basis for the econometric estimations. The second section deals with econometric aspects and the third section presents the results. The last section concludes.

## **2. An income-sensitive mode choice model**

In this section, we develop a random-utility model describing the mode choice of individuals making trips which is not linear in income and describe how we calculate individual compensating variations induced by tolling.

Consider a population of individuals who are forced to make a trip, for example to go to work or to University. This assumption will lead us to make our estimations on a

sample of individuals doing home-to-work trips. An individual faces two alternatives  $j = A, B$ .  $A$  describes the option “take the car” and  $B$  the option “use PT”. The generalised costs associated with the two alternatives are

$$\begin{aligned}\Gamma_A &= \Omega_A + \varepsilon_A \\ \Gamma_B &= \Omega_B + \varepsilon_B\end{aligned}\tag{1}$$

where  $\varepsilon_A$  and  $\varepsilon_B$  are random variables whose realization is only known to the individual. In order to address income effects, we consider a model which is not linear in income. More specifically, assuming budget exhaustion, we write

$$\begin{aligned}\Omega_A^\alpha &= \beta T_A^\alpha + \gamma \sqrt{y - C_A^\alpha} + \phi \mathbf{X} + \varphi \mathbf{Y}_A \\ \Omega_B &= \beta T_B + \gamma \sqrt{y - C_B} + \phi \mathbf{X} + \varphi \mathbf{Y}_B\end{aligned}\tag{2}$$

with:

$\alpha$ : a superscript equal to 1 if a toll is introduced, 0 otherwise.

$T_j$ : the duration of the trip with alternative  $j$ .

$C_j$ : the monetary cost of alternative  $j$ .

$y$ : the individual’s income.

$\mathbf{X}$ : a vector of characteristics of the individual.

$\mathbf{Y}_j$ : a vector of characteristics of the alternative  $j$ .

$\beta, \gamma, \phi, \varphi$ : the parameters or the vectors of parameters to be estimated.

Note that the duration of the trip by car,  $T_A$ , and the cost  $C_A$  depend on  $\alpha$  as the toll reduces congestion and increases the monetary cost of this alternative. But we assume that the duration of the trip by PT,  $T_B$ , is not affected by the introduction of the toll. This assumption is clearly restrictive for trips made by bus that also benefit from the congestion reduction. These trips represent solely 9% of the trips made by PT in our sample.

Interestingly, the marginal utility of income is not constant under specification (2) as it writes

$$-\frac{\partial \Omega_j}{\partial y} = -\frac{\gamma}{2\sqrt{y-C_j}},$$

Assuming that  $\gamma$  is negative – meaning that the generalised cost of alternative  $j$  increases with the monetary cost of  $j$  – the marginal utility of income decreases with income. Similarly, the unit value of time is

$$\lambda_j \equiv \frac{\partial \Omega_j / \partial T_j}{\partial \Omega_j / \partial C_j} = -2 \frac{\beta}{\gamma} \sqrt{y-C_j}. \quad (3)$$

If one realistically assumes that  $\gamma < 0$  and  $\beta > 0$ , the value of time increases with income.

Before proceeding, let us discuss further assumptions underlying (2). To begin with, (2) implies that a motorist facing a toll has only two options: to continue to use a car or to switch to PT. Hence, we forego at least three other possibilities: (i) to refrain from doing the trip, (ii) to modify the departure time and (iii) to change the route to avoid tolling. To dismiss the first option does not raise particular difficulties because we estimate the mode choice of individuals making home-to-work trips. The second alternative is not very relevant in our case for two reasons. First, we concentrate on home-to-work trips which are not very flexible. Second, this option would be interesting if modifying the departure time permitted to avoid or to reduce the toll payment. But we will not study any scenarios involving a time-varying toll. To neglect the third option is probably more problematic. Studying this option would require a sophisticated traffic model. However, it is only relevant for the trips through Paris; those trips represent a mere 15% of the trips in our sample.

Turning next to the calculations of individual surpluses, let  $U$  denote the individual's utility. As the individual opts for the least-costly alternative, it is given by:

$$U(\alpha) \equiv \max\{-\Gamma_A(\alpha), -\Gamma_B\} \quad (4)$$

Consider now a change from the initial state without toll ( $\alpha=0$ ) to the new state with a toll ( $\alpha=1$ ). The individual's compensating variation is the amount of money  $c_V$  such that

$$U(\alpha = 0) = \max \left\{ - \left[ \beta T_A^1 + \gamma \sqrt{y - cv - C_A^1} + \phi \mathbf{X} + \varphi \mathbf{Y}_A + \varepsilon_A \right], - \left[ \beta T_B + \gamma \sqrt{y - cv - C_B} + \phi \mathbf{X} + \varphi \mathbf{Y}_B + \varepsilon_B \right] \right\} \quad (5)$$

This expression simply says that  $cv$  is the amount of money that, when subtracted from income in the new state, equates maximum utility in the new state with maximum utility in the initial state. In this context, compensating variations also vary as a function of income, as one would expect.

The problem is that  $U$  is observed by the individual but not by the researcher who can only calculate  $E[ $cv$ ]$ . Let us now adopt the researcher's perspective. We consider a traditional logit model in which the probability that individual prefers the car is

$$P_A = \Pr(\Omega_A^\alpha + \varepsilon_A < \Omega_B + \varepsilon_B) = \Pr(\varepsilon_A - \varepsilon_B < \Omega_B - \Omega_A^\alpha)$$

where  $\varepsilon_A - \varepsilon_B$  follows a logistic distribution while the functional form of  $P_A$  is given by

$$P_A(\Omega_A^\alpha, \Omega_B) = \frac{e^{-\Omega_A^\alpha}}{e^{-\Omega_A^\alpha} + e^{-\Omega_B}} \quad (6)$$

If  $\Omega_j^\alpha$  was linear in income, one would simply use the well-known log sum formula to calculate  $E[ $cv$ ]$ . However, the presence of income effects makes the calculation much more complex. Fortunately, Dagsvik and Karlström (2005) have recently provided an exact formula for the expected compensating variation.<sup>15</sup> It writes:

$$E[ $cv$ ] = y - \sum_j \left\{ \mu_j P_j(\mu_j) - \int_{\underline{\mu}}^{\mu_j} z \cdot dP_j(z) \right\} \quad (7)$$

where  $P_j(z)$  is the choice probability:

$$P_j(z) = \begin{cases} P_A(\Omega_A^0(y), g_B(z)) & \text{if } j = A \\ P_B(g_A(z), \Omega_B(y)) & \text{if } j = B \end{cases}$$

and

---

<sup>15</sup> Although an exact formula was not previously available, less satisfactory approximations of  $E[ $cv$ ]$  had been suggested in the literature. For instance, McFadden (1999) has developed a Monte Carlo simulator for computing  $cv$  in random utility models which converges to the true distribution of  $cv$ .

$\mu_j$  is implicitly defined by  $\Omega_j^0(y, T_j^0, C_j^0) = \Omega_j^1(\mu_j, T_j^1, C_j^1)$

$$\underline{\mu} = \min\{\mu_A, \mu_B\}$$

$$g_j(z) = \max[\Omega_j^0(y), \Omega_j^1(z)]$$

### 3. Simulation model and data description

Having described how we model mode choice and calculate compensating variations ( $cv$ ), we now describe how we simulate the different toll scenarios.

#### 3.1. Simulation procedures

We proceed in five stages.

- We estimate econometrically the parameters  $\beta, \gamma, \phi$ , and  $\varphi$  of equation (2) using data from the 2001-2002 Global Transport Survey.
- We estimate a speed-flow function that links the traffic level to speed in order to calculate the car travel time  $T_A^1$  once a toll is introduced.
- Using an iterative process, we use the estimated parameters  $\hat{\beta}, \hat{\gamma}, \hat{\phi}$ , and  $\hat{\varphi}$  and the estimated travel time  $\hat{T}_A^1$  to predict the mode choice of motorists with and without the toll.
- We use the formula (7) to calculate the individual compensating variations.

#### 3.2. Data description

We use disaggregated data from the 2001-2002 Global Transport Survey (*Enquête Globale Transport Ile-de-France 2001-2002*). This survey has been carried out regularly for 25 years. It allows us to follow and analyse trip patterns in Ile-de-France. Ile-de-France is a vast area of 12,072 sq km and 10.9 millions inhabitants. The city of Paris is only a small part of that area with a surface of 105 sq km and 2.1 millions inhabitants.

The sample surveyed is representative of the Ile-de-France population with respect to social and geographical characteristics. 10,500 households were surveyed between October 2001 and April 2002. Each member of the household, older than 6, is interviewed

about all the trips she/he made the day before the survey. For each trip, a broad variety of data is available, for example: time of departure and arrival, trip purpose, origin, destination and mode(s) used. General household characteristics are also described (e.g., size, location, income) as well as characteristics of each member (e.g., age, sex, profession).

As stated above, our estimations are limited to home-to-work trips. Those trips represent about one third of car and PT trips in Paris intra muros. Moreover, we only consider travellers possessing a driving licence and belonging to a household owning at least one car. We also focus only on trips made by private car or PT. Non-motorised two-wheel or pedestrian trips are therefore excluded considering that urban tolls pertain to an alternative “car versus PT”. We also exclude taxi and motorised two-wheel trips as well as trips made by car as a passenger. Concerning home-to-work trips, the latter options are very rarely chosen (3.6% on the trips considered). In the end, our estimations are carried out using a sample of 1032 trips.

Finally, we use control variables that are commonly used (see for example Teubel, 2000):

FEMALE = 1 if the individual is a woman, 0 otherwise;

FREE\_PARK = 1 if the individual gets a car park for free at her place of work, 0 otherwise;

TWO\_CARS = 1 if the household owns two cars or more, 0 otherwise;

TWO\_KIDS = 1 if the household has two children or more, 0 otherwise.

Table 1 presents the main descriptive statistics of our sample and the variables used for the estimation. For instance, it can be seen that motorists represent around 29% of the sample, that on average car trips last 3.79 minutes less than trips by PT and that woman are in a minority (45%).



**Table 1: Descriptive statistics**

Variable	Definition	Number of observations	Mean	Standard Deviation
A	= 1 if a private car is used. 0 if PT is used	1030	0.29	0.45
$T_B - T_A^0$	Time differential between PT and car (minutes)	1030	3.79	20.38
$C_B$	Monetary cost of a PT trip (euros) <sup>a</sup>	1030	0.67	0.22
$C_A^0$	Monetary cost of a private car trip (euros) <sup>b</sup>	1030	3.77	2.53
y	Daily household income per capita <sup>c</sup> (euros)	1030	104.38	58.86
DC	$\sqrt{y - C_B} - \sqrt{y - C_A^0}$	1030	0.18	0.17
FEMALE	= 1 if the individual is a woman. 0 otherwise	1030	0.45	0.50
FREE_PARK	= 1 if the individual gets a car park for free at her place of work, 0 otherwise	1030	0.41	0.49
NB_CARS	Number of cars in the household	1030	1.41	0.60
TWO_CARS	=1 if the individual belongs to a household that owns two cars or more, 0 otherwise	1030	0.35	0.48
TWO_KIDS	= 1 if the individual belongs to a household with two children or more, 0 otherwise	1030	0.19	0.40
RESIDENT	= 1 if the individual lives in Paris, 0 otherwise	1030	0.27	0.44
CO2	CO <sub>2</sub> emissions of the car used <sup>d</sup> (g/Km) (specific to car users)	296	187.92	11.23

<sup>a</sup> In order to estimate  $C_B$ , we use season ticket prices in force in July 2001.

<sup>b</sup> In order to estimate  $C_A$ , we use an average kilometeric cost of €0.269 per kilometre. This average cost is computed by the Ile-de-France public transport regulator (STIF) for 2001 and includes fuel, maintenance and parking costs.

<sup>c</sup> Ideally, it would have been better to use income available once the accommodation spending have been paid rather than income per capita, as an evident relationship exists between accommodation spending and transport spending. Unfortunately, this information is not available.

<sup>d</sup> CO<sub>2</sub> emissions are not recorded directly in the Global Transport Survey. Details on the methodology and on the additional data references used to estimate CO<sub>2</sub> emissions are available on request.

### 3.3. Estimation of mode choice and unit values of time

Table 2 presents the results of the mode choice estimation. Coefficients of the model are clearly significant and present signs that are not absurd. For instance, the number of cars in the household and the availability of a car park for free clearly increase the propensity to travel by car.

Recall that our specification allows us to define thoroughly the relationship between income and unit value of time. Table 3 presents these values by quintile of income. Income group 1 includes the 20% of individuals having the lowest income; quintiles 1 and 2 include the 40% of individuals having the lowest income, etc. These figures show a strong and positive relationship between income and value of time.

**Table 2: Results of the mode choice estimation: P<sub>A</sub>**

	Coefficient	Std. Err.	p-value
$T_B - T_A^0$	.019396	.0024988	0.000
DC	-3.000992	.3684194	0.000
FEMALE	-.7882079	.1771549	0.000
FREE_PARK	1.818979	.1723604	0.000
TWO_CARS	1.029045	.1754081	0.000
TWO_KIDS	.54412	.2125591	0.010
Constant	-1.310106	.1962443	0.000
1030 observations			
Log likelihood = -435.35			
McFadden pseudo R2 = 0.30			

**Table 3: Values of time for different groups of travellers (euros per hour)**

	All	Income group				
		1	2	3	4	5
<b>Car</b>	7.9 €/h	5.0 €/h	6.7 €/h	7.9 €/h	10.0 €/h	11.4 €/h
<b>PT</b>	8.2 €/h	6.0 €/h	7.2 €/h	8.0 €/h	9.9 €/h	11.4 €/h

### 3.4. Time savings

Time savings are calculated using a speed-flow function estimated econometrically on a sample that describes traffic levels and speeds for 19 time slots. For each slot, we calculate the total traffic by car and the average speed of car trips in Paris. The regression of the logarithm of traffic on the average speed presents a R2 of 0.58 and gives the following relationship:

$$SPEED = -69.0 \times \ln(TRAFFIC) + 877.4$$

where SPEED is the average speed of car trips in meters per minute in a given slot and TRAFFIC is the total number of trips per slot<sup>16</sup>.

We use this equation to calculate times savings by making two simplifying assumptions: (i) motorists travelling partially in the charging zone - those whose origin or destination is outside the zone - cover a distance equal to the average of distances covered by motorists that travel exclusively in the charging zone (namely 3,171 meters for Paris intra muros); (ii) the traffic reduction rate induced by tolling equals the traffic reduction rate predicted for motorists making home-to-work trips. This amounts to assuming that all

<sup>16</sup> The level of traffic taken into account is the total traffic observed in the Global Transport Survey, i.e., the traffic due to individual trips. It excludes deliveries and freight.

the motorists generally behave like motorists making home-to-work trips. The first hypothesis is necessary as the Global Transport Survey does not describe the length of the part of the trip made in Paris. The second is necessary because we only estimate mode choices for commuters. Additional details are given in the appendix. The appendix also includes a table giving average travel time reductions for all the scenarios.

### 3.5. Scenarios considered

Table 4 describes the 9 scenarios. As a benchmark, we use the so-called *Zone* scenario. It is a toll which charges uniformly for internal trips within Paris, trips in Paris with an origin or a destination in the suburbs and through trips with both an origin and a destination outside Paris<sup>17</sup>. It is calibrated to lead to a 20% reduction of the whole traffic within the zone (inbound, outbound or internal). Furthermore, we assume no distribution of toll revenues to commuters. Then, we consider different variations of this reference scenario:

- Other levels of traffic reduction (10%, 30%, 50%).
- The introduction of exemptions: the *Inbound Cordon* scenario in which the toll only applies to vehicles entering Paris; the *Residents* scenario where people living within the charging zone (i.e., Paris residents) only pay 10% of the toll level as in London; the *Green* scenario where drivers of cars emitting less than 180 gCO<sub>2</sub> per km get a 50% rebate.

We also consider two variants of the *Zone* scenario where toll revenues are redistributed to commuters. In a first scenario (*PT funding*), revenues are used to cut PT fares. In a second scenario (*Uniform Redistribution*), each commuter receives a uniform lump sum payment.<sup>18</sup>

In Table 4, we see that the toll unsurprisingly increases with the level of traffic reduction. It also rises when some motorists are partially or totally exempted (*Inbound Cordon*, *Residents* or *Green*) while it is reduced when the toll revenues are used to cut PT

---

<sup>17</sup> Note that our benchmark scenario differs from a zone toll of the London type. In London, one payment allows the vehicle to be used for as many journeys as the driver wishes in the charging zone. In our scenario, a fee is imposed on each single trip in the charging zone.

<sup>18</sup> In both scenarios, redistribution also concerns captive PT users – defined as PT users without a driver's license or access to a car. These commuters represent around 43% of total PT users making home-to-work trips in Paris.

fares as shifting to PT becomes less costly. Interestingly, the toll fee increases slightly when the toll revenues are evenly redistributed to all commuters (*Uniform Redistribution*). This is a simple income effect: redistribution makes individuals (slightly) richer. Hence, they value less an increase of the car travel costs, thereby requiring a higher toll to achieve the same level of traffic reduction.

**Table 4: Description of the nine scenarios**

Scenario name	Definition	Redistribution of revenues to travellers	% traffic charged	Traffic reduction rate	Toll level (per trip)
<i>Zone</i>	Traffic in or through Paris is charged with a uniform charge	No	100 %	10% 20% 30% 50%	€0.70 €1.70 €2.55 €4.25
<i>Inbound Cordon</i>	Traffic entering Paris is charged	No	85 %	20%	€2.20
<i>Residents</i>	<i>Zone</i> + a 90% rebate for Paris residents	No	100% (27% of residents)	20%	€2.55
<i>Green</i>	<i>Zone</i> + a 50% rebate for cars emitting less than 180g CO <sub>2</sub> per km	No	100% (31% of low CO <sub>2</sub> emitting cars)	20%	€2.05
<i>PT funding</i>	<i>Zone</i> + net revenues used to cut PT fares	Yes	100%	20%	€1.40
<i>Uniform redistribution</i>	<i>Zone</i> + net revenues redistributed evenly to all commuters	Yes	100%	20%	€1.75

## 4. Results and discussion

We present our results in two steps. First, we study the *average* individual welfare changes induced by the different scenarios. In doing this, we seek to compare the overall degree of political acceptability of different tolls. Then, we assess the distributional effects across different income groups for each scenario.

#### 4.1. Average compensating variations

Table 5 describes the average compensating variations induced by the different scenarios as well as the percentage of winners in each scenario. We focus on the scenarios involving a 20% traffic reduction as the impact on average *cv* of different reduction rates is easily predictable.

The most important result is that, whatever the scenario, the average compensating variation of motorists is significantly negative. In other words, motorists taken as a whole tend to lose when a toll is introduced. The percentage of winners is even zero for the *Zone* scenario which does not include exemptions.

This is not surprising given the values of travel time presented in Table 3. At most, they reach 11.4 euros per hour. This implies that, for instance, a toll of 2 euros per day would need to reduce per day travel times by 11 minutes just to compensate for the toll. This time saving is unlikely in a charging zone of 105 sq km where the duration of trips is necessarily limited (22 minutes on average for car trips inside Paris).

If average *cvs* are all negative, the magnitude of the loss varies across scenarios. For instance, *Residents* induces lower losses than *Zone* (€0.81 versus €1.01). This is so because the exemption yields two opposite effects. On the one hand, residents pay less (€0.255 instead of €2.55). On the other hand, this partial exemption requires increasing the toll to keep the same traffic reduction level, thereby rising individual losses for the rest of the population (€2.55 for *Residents* instead of €1.70 for *Zone*). Our simulations show that the former dominates the latter, probably because the proportion of residents among the motorists who stay on the road once the toll is introduced under the *Zone* scenario is quite high (around 50%).

Conversely, the average losses induced by *Inbound Cordon* and *Green* are similar to the benchmark (€1.03 and €1.02 versus €1.01 for *Zone*) suggesting that the two effects compensate each other.

Turning next to the scenarios *PT funding* and *Uniform Redistribution*, the recycling of revenues towards commuters obviously decreases losses. The two recycling scenarios produce similar results in terms of average loss (€0.68). To begin with, tolling is clearly politically risky as the proportion of gainers is low in most cases. Then, if reducing

potential political opposition of motorists is crucial, redistributing revenues to commuters is obviously adequate.

**Table 5: Average compensating variations (€/trip) and proportion of gainers under six toll scenarios inducing a 20% traffic reduction**

Scenario	Motorists only <sup>a</sup>		All commuters <sup>b</sup>	
	Avg. <i>cv</i>	% of trips with <i>cv</i> > 0	Avg. <i>cv</i>	% of trips with <i>cv</i> > 0
<i>Zone</i>	€-1.01	0%	€-0.35	0%
<i>Inbound Cordon</i>	€-1.03	20%	€-0.36	11%
<i>Residents</i>	€-0.81	25%	€-0.30	13%
<i>Green</i>	€-1.02	0%	€-0.36	0%
<i>PT funding</i>	€-0.68	0%	€-0.01	63%
<i>Uniform redistribution</i>	€-0.68	0%	€-0.01	63%

<sup>a</sup> “Motorists only” refer to those travelling by car before the toll has been introduced whatever their mode choice after tolling.

<sup>b</sup> “All commuters” refer to all the members of our sample (i.e., motorists and non-captive PT users) plus captive PT users (i.e., those without a driver’s license or access to a car). A null *cv* is assigned to the latter.

#### **4.2. Distributional effects across income groups**

Having compared the average *cv* induced by the different scenarios, we now consider equity issues by examining how the *cv* varies across income groups.

##### *4.2.1. Traffic reduction*

Table 6 focuses on the *Zone* scenario and considers the influence of different levels of traffic reduction on equity. We express *cvs* in euros per trip and in proportion of income.

Let us first discuss the value of *cvs* expressed in euros per trip. Table 6 immediately shows that low-income motorists lose more than richer motorists when the reduction rate is low (10% or 20%). But the reverse is true for higher reduction rates.

In order to explain this result, recall first that high income motorists – who are also individuals with high value of time – tend to place more value on congestion reduction and are less affected by the toll’s financial burden (because the marginal utility of income is decreasing). This is why, in theory, they would tend to lose less than low-income motorists

when they keep using their car *ex post*. This scenario only applies to the motorists who continue to use their cars once the toll is introduced.

What about the income profile and *cv* of those who switch to PT? Table 7 compares their *cv* and income with those of the *ex post* motorists' group under the *Zone* scenario. We can see that they lose much less than the other group and that they have lower income.

To sum up, we have two opposite effects. On the one hand, the richest individuals lose less than the poorest within the group of motorists who continue to use their car. On the other hand motorists who shift to PT are poorer than the motorists staying on the road, and lose less. According to Table 6, the first effect dominates the second when motorists continuing to use their cars are numerous – that is, when tolling reduce the traffic by 10, 20% - while the reverse is true for higher levels of traffic reduction (50%). Under the 30% reduction scenario both effects compensate each other so that *cvs* do not change across income groups.

Finally, when considering *cv* in percentage of income, Table 6 shows that low-income individuals lose more than richer individuals whatever the scenario. Therefore, all scenarios are regressive.

**Table 6: Average *cv* (€/trip) by income group under different levels of traffic reduction (Zone scenario)**

Traffic reduction	Income groups				
	1	2	3	4	5
<b><i>cv</i> in euros per trip</b>					
<b>10% (€0.70)</b>					
Motorists only	-0.48	-0.43	-0.42	-0.41	-0.40
All commuters	-0.11	-0.12	-0.15	-0.18	-0.22
<b>20% (€1.70)</b>					
Motorists only	-1.04	-1.03	-1.01	-1.00	-1.00
All commuters	-0.23	-0.29	-0.34	-0.43	-0.55
<b>30% (€2.55)</b>					
Motorists only	-1.48	-1.48	-1.47	-1.47	-1.49
All commuters	-0.31	-0.41	-0.49	-0.63	-0.82
<b>50% (€4.25)</b>					
Motorists only	-2.09	-2.25	-2.25	-2.30	-2.40
All commuters	-0.44	-0.60	-0.74	-0.97	-1.30
<b><i>cv</i> in proportion to income (×1,000)</b>					
<b>10% (€0.70)</b>					
Motorists only	-0.64	-0.31	-0.24	-0.17	-0.10
All commuters	-0.14	-0.09	-0.08	-0.07	-0.05
<b>20% (€1.70)</b>					
Motorists only	-1.38	-0.74	-0.56	-0.40	-0.24
All commuters	-0.30	-0.21	-0.19	-0.17	-0.14
<b>30% (€2.55)</b>					
Motorists only	-1.92	-1.06	-0.82	-0.59	-0.36
All commuters	-0.41	-0.30	-0.27	-0.25	-0.20
<b>50% (€4.25)</b>					
Motorists only	-2.56	-1.61	-1.25	-0.92	-0.57
All commuters	-0.53	-0.43	-0.41	-0.39	-0.32

NB: “Motorists only” refer to those travelling by car before the toll has been introduced whatever their mode choice after tolling. “All commuters” refer to all the members of our sample (i.e., motorists and non-captive PT users) plus captive PT users (i.e., those without a driver’s license or access to a car). A null *cv* is assigned to the latter.



**Table 7: Average *cv* and average income per capita of two groups of motorists (*Zone* scenario, traffic reduction: 20%)**

	Avg. <i>cv</i> (€/trip)	Avg. monthly income per capita (€)
Motorists staying on the road after the introduction of the toll	€-1.09	€2,733
Motorists switching to PT	€-0.71	€1,843

#### 4.2.2. Exemptions

We now investigate the impact of different exemptions. Table 8 shows the difference between the average *cv* under *Inbound Cordon*, *Residents*, and *Green* and the average *cv* under *Zone*. Figures are given for the income group 1 which gathers the 20% of individuals with the lowest income. We focus on *cv* in €/trip as there is no reason why patterns would significantly change with *cv* expressed in proportion to income.

The ranking between the different scenarios is not ambiguous. The scenario *Inbound Cordon* is the worst option for low-income individuals. The scenario *Residents* is similar to *Zone* while *Green* makes low-income motorists slightly better off. In order to understand why this is, Table 8 displays the percentage of motorists who enjoy a rebate or an exemption in income group 1 as compared to the whole population. Under *Cordon*, the share of poor motorists travelling within Paris (7%) is half that of the whole population (15%). On the other hand, about 36% of motorists drive low CO<sub>2</sub> emitting cars in income group 1 – a proportion slightly higher than in the whole population, while *Residents* is an intermediate case. This is consistent with the ranking given by Table 8.

We complete the analysis of the influence of exemptions by examining how the level of losses varies with the level of income. Figure 1 and 2 shows *cv* as a function of income for the motorists and the commuters respectively. Using this indicator, *Green* is again the best scenario for the poorest. Then, *Zone* is in intermediate position while *Residents* and *Inbound Cordon* are the less equitable options.

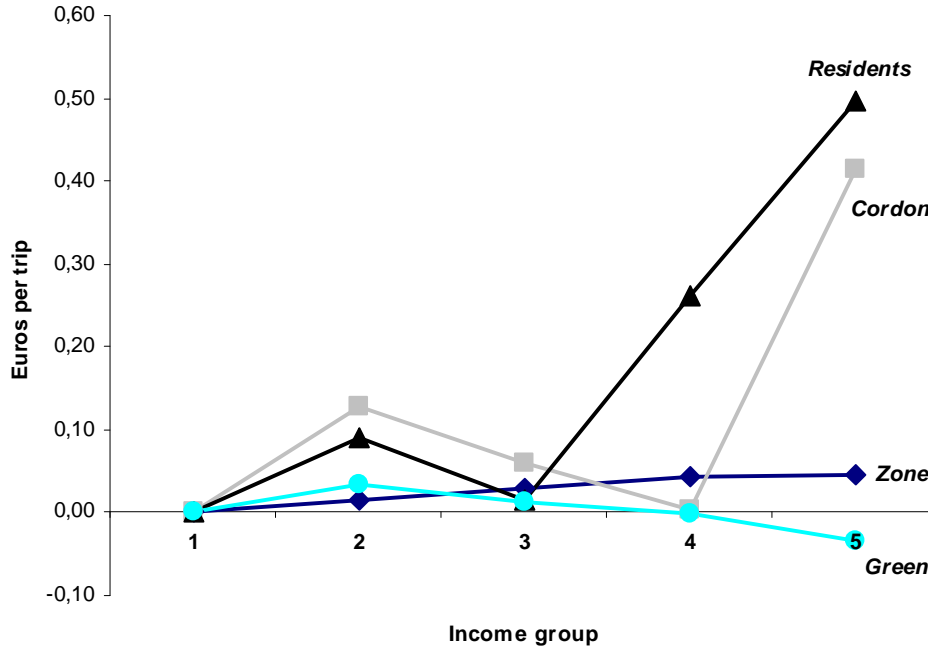
Note also that, except for *Residents*, the welfare losses are an increasing function of income for the whole population of commuters while it is generally the opposite within the motorists' group. The explanation is straightforward. Low-income individuals tend to use PT much more than high-income individuals: 70% of those in quintile 1 use PT, but only 37% of those in quintile 5.

**Table 8: Difference between the average *cv* under *Inbound Cordon*, *Residents* and *Green* and the average *cv* under *Zone* (€/trip) in income group 1 and percentage of exempted motorists**

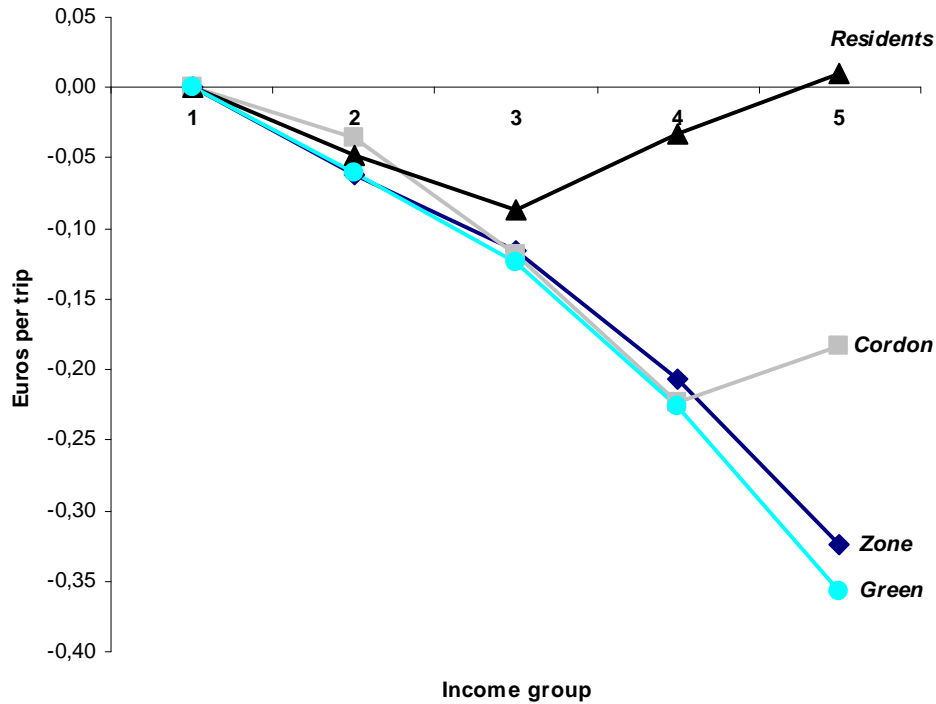
	Avg. <i>cv</i> under alternative scenarios minus avg. <i>cv</i> under <i>Zone</i> in income group 1 (€/trip)	% of exempted motorists	
		Income group 1	All
<i>Inbound Cordon</i>			
Motorists only	-0.15	7%	15%
All commuters	-0.05		
<i>Residents</i>			
Motorists only	0.00	16%	27%
All commuters	0.00		
<i>Green</i>			
Motorists only	0.03	36%	31%
All commuters	0.01		

NB: “Motorists only” refer to those travelling by car before the toll has been introduced whatever their mode choice after tolling. “All commuters” refer to all the members of our sample (i.e., motorists and non-captive PT users) plus captive PT users (i.e., those without a driver’s license or access to a car). A null *cv* is assigned to the latter.

**Figure 1: Average *cv* of motorists (€/trip) by income group under *Zone*, *Inbound Cordon*, *Residents* and *Green* as compared to income group 1 (Income group 1 = Base 0)**



**Figure 2: Average cv of commuters (€/trip) by income group under Zone, Inbound Cordon, Residents and Green as compared to income group 1 (Income group 1 = Base 0)**



#### 4.2.3. Recycling of toll revenues

Until now, we have discussed scenarios in which revenues are not redistributed to commuters, meaning that recycling has no impacts on the distributional profile. Here, we consider the scenario where revenues are used to cut PT fares (*PT Funding*) and the scenario in which revenues are evenly redistributed to all commuters (*Uniform Redistribution*).

Table 9 gathers the main figures. It shows that the two scenarios have the same distributional profile. This might be surprising as low-income commuters opt more frequently for the PT mode. Given this, one would expect smaller losses for them under the *PT funding* scenario which allocates all the revenues to PT. But this is not the end of the story. Reducing the cost of PT increases the incentives for motorists to withdraw their car. Therefore, the toll rate necessary for a 20% traffic reduction is smaller than without

redistribution to PT.<sup>19</sup> Hence, motorists also gain, albeit indirectly, when the revenues are allocated to PT.

**Table 9: Average *cv* (€/trip) under *PT Funding* and *Uniform Redistribution* by income groups**

Quintile	<i>PT Funding</i>		<i>Uniform Redistribution</i>	
	Motorists only <sup>a</sup>	All commuters <sup>b</sup>	Motorists only <sup>a</sup>	All commuters <sup>b</sup>
1	-0.71	0.12	-0.71	0.12
2	-0.69	0.06	-0.69	0.06
3	-0.68	0.00	-0.68	0.00
4	-0.67	-0.09	-0.67	-0.09
5	-0.67	-0.22	-0.67	-0.21
All	-0.68	-0.01	-0.68	-0.01

<sup>a</sup> “Motorists only” refer to those travelling by car before the toll has been introduced whatever their mode choice after tolling.

<sup>b</sup> “All commuters” refer to all the members of our sample (i.e., motorists and non-captive PT users) plus captive PT users (i.e., those without a driver’s license or access to a car). A null *cv* is assigned to the latter.

## 5. Conclusion

We have developed an econometric model to simulate the distributional effects of various urban road pricing scenarios in Paris. The methodology is based on a mode choice model that is nonlinear in income. This is particularly suitable for assessing distributional effects as it relaxes the assumption of constant marginal utility of income made in traditional models. Nevertheless, two methodological limits should be kept in mind when interpreting the results. First, we only deal with home-to-work trips. Second, we rely on a basic traffic model – a simple speed-flow relationship - to calculate the time reductions induced by tolling.

That being said, the analysis brings out four types of results. First, we show that motorists endure average welfare losses ranging from €0.7 to €1.0 per trip when a toll that induces a 20% traffic reduction is implemented. In other words, motorists taken as a whole tend to lose when a toll is introduced. This result is not surprising when one considers their values of travel time. They reach €11.4 per hour at the most, which would require a travel

---

<sup>19</sup> According to our simulations, the toll is €1.40 under *PT funding* as compared to €1.70 under *Zone*.

time reduction of around 11 minutes to outweigh a €2 toll, for example. For scenarios geographically limited to Paris, such large time savings are almost always impossible.

Although all the scenarios imply welfare losses on average for motorists, those losses do not have the same magnitude. They are smaller when residents are partially exempted. Thus, the political acceptability of tolling could be improved with this exemption. On the other hand, an inbound cordon toll exempting those who make car trips within Paris generates the highest average loss.

Concerning the distributional effects of tolls across different income groups, conclusions primarily depend on whether the losses induced by tolling are measured in absolute terms, i.e., in euros per trip, or in relative terms, i.e., as a percentage of income. In relative terms, tolls are always more detrimental to low-income individuals, meaning that tolling is regressive.

In absolute terms, results are much less clear-cut. In fact, the distributional pattern depends crucially on the level of traffic reduction. When it is low (10% or 20%), the poorest motorists lose more than the richest ones. But the reverse is true for higher reduction rates. The reason for this is that the motorists who switch to PT lose less and are poorer on average than the other motorists. As the size of this subpopulation increases with the level of traffic reduction, stringent tolls tend to be more favourable to low-income individuals.

Turning next to the impacts of various exemptions, an interesting result is that granting a rebate to low CO<sub>2</sub> emission cars slightly improves the situation of low-income individuals relative to high-income individuals while the inbound cordon scenario has opposite effects. This is because motorists entering Paris have lower incomes. The distributional pattern of the scenario in which Paris residents only pay 10% of the toll is contrasted. Clearly, the poorest individuals lose more than the richest ones, because residents are far richer than suburban individuals. But they endure the same losses as under the reference scenario without exemption.

When taking into account the allocation of toll revenues, we obtain the somewhat surprising result that there is no significant difference between a scenario which allocates receipts to PT users and a scenario which evenly distributes receipts to all commuters. One would expect PT funding to be more favourable to low-income individuals as motorists are

significantly richer than PT users. However, allocating money to PT increases the incentives for motorists to withdraw their car. Therefore, for a given traffic reduction rate, the level of the toll is lower, implying indirect gains for motorists.

In our view, the major policy lesson of this analysis is that the design of the road pricing scheme and the level of traffic reduction strongly influence equity patterns. Note that the same is probably true for social efficiency. But this is out of the scope of the present paper.

## References of Chapter 1

Dagsvik, J. K. and Karlström, A. (2005), Compensating Variation and Hicksian Choice Probabilities in Random Utility Models that are Nonlinear in Income, *Review of Economics Studies*, 72 (1), 57-76.

Eliasson, J. and Mattsson, L.G. (2006), Equity Effects of Congestion Pricing, *Transportation Research Part A*, 40 (7), 602-20.

Franklin, J. P. (2006), The Equity Effects of Roadway Tolls: An Application of Hicksian Welfare Measures with Income Effects, paper presented at the 11th International Conference on Travel Behaviour Research, Kyoto, August 2006.

Jara-Díaz, S.R. and Videla, J. (1989), Detection of income effects in mode choice: theory and applications, *Transportation Research Part B*, 23 (6), pp 393-400.

McFadden, D. (1999), Computing willingness-to-pay in random utility models, *in* J. Moore, R. Riezman, and J. Melvin (eds) *Trade, Theory and Econometrics: Essays in Honour of John S. Chipman*, London: Routledge.

Maruyama, T. and Sumalee, A. (2007), Efficiency and equity comparison of cordon- and area-based road pricing schemes using a trip-chain equilibrium model, *Transportation Research Part A*, 41, 655–671.

Raux, C. and Souche, M. (2004), The acceptability of urban road pricing, *Journal of Transport Economics and Policy*, 38(2), 191-216.

Safirova, E., Harrington, W., Nelson, P., Parry, I.W., Gillingham, K. and Mason, D. (2003), Welfare and Distributional Effects of Road Pricing Schemes for Metropolitan Washington DC, *in* Santos, G. (ed.) *Road Pricing, Theory and Evidence*, Elsevier Science.

Santos, G. and Rojey, L. (2004), Distributional Impacts of Road Pricing: The Truth behind the Myth, *Transportation*, 31 (1), 21-42.

Teubel, U. (2000), The welfare effects and distributional impacts of road user charges on commuters: an empirical analysis of Dresden, *International Journal of Transport Economics*, 27(2), 231-54.

## Appendix

For a given individual trip, we calculate the new car travel time  $T_A^1$  after the introduction of the toll with the formula:

$$T_A^1 = \begin{cases} T_A^0 \left( \frac{SPEED^0}{SPEED^1} \right) & \text{if the trip is exclusively made inside Paris} \\ T_A^0 + \left( \frac{3,171}{v_A^0} \right) \left( \frac{SPEED^0}{SPEED^1} - 1 \right), & \text{otherwise} \end{cases}$$

with:

- $SPEED^0$ : the average car speed before the introduction of the toll in the slot during which the individual trip is made
- $SPEED^1$ : the average car speed after the introduction of the toll in the slot during which the trip is made. It is estimated using the speed-flow relationship.
- $T_A^0$ : the travel time before the toll.
- $v_A^0$ : the individual speed before the toll
- 3,171 m is the average distance covered by motorists that travel exclusively in the charging zone.

The major assumption underlying the formulas for calculating  $T_A^1$  is that the individual speed increase rate is equal to the increase of the average speed in the time slot. That is,  $v_A^0 / v_A^1 = SPEED^0 / SPEED^1$ .

Under this assumption, deriving  $T_A^1$  for the trips made inside Paris is straightforward. It is less obvious for the other trips. Let  $d$  denote the total trip distance and  $d^P$  the distance made in Paris. As previously stated, we assume that  $d^P = 3,171$  m. Then, we have

$$T_A^1 = \frac{(d - d^P)}{v_A^0} + \frac{d^P}{v_A^1} \quad (\text{A.1})$$

Rearranging  $v_A^0 / v_A^1 = SPEED^0 / SPEED^1$  and substituting in (A.1) yields the formula.

Sensitivity analysis shows that our results are pretty robust to changes in distances covered in the charging zone. For instance, the assumption that motorists travelling partially in the



charging zone - those whose origin or destination is outside the zone - cover a distance equal to the average of distances covered by motorists that travel exclusively in the charging zone (3,171 meters) is robust. Doubling this distance (6,342 meters) – which means doubling the distance for which motorists enjoy travel time savings – does not modify the final distributional patterns significantly.

Finally, Table A1 gives the average travel time reduction and the average speed variation for the different toll scenarios. The table only considers motorists driving before *and* after the toll is introduced.

**Table A1: Travel time reduction and speed increase for the nine scenarios**

Scenario	Avg. initial travel time	Avg. travel time reduction induced by tolling		Avg. initial speed	Avg. speed increase induced by tolling	
	minutes	minutes	%	km/h	km/h	%
Zone 20%	36.2	-1.9	-5%	16.3	1.0	6%
Zone 10%	37.3	-0.9	-2%	16.1	0.4	3%
Zone 30%	35.6	-2.9	-8%	16.4	1.5	9%
Zone 50%	33.3	-4.8	-14%	16.1	3.6	23%
Inbound Cordon Residents	35.2	-1.9	-6%	15.8	1.0	6%
Green	35.6	-2.0	-6%	15.6	1.0	6%
PT funding	36.6	-1.9	-5%	16.3	1.0	6%
Uniform redistribution	36.2	-1.9	-5%	16.3	1.0	6%



# Chapitre 2 :

## Distributional effects of a carbon tax on car fuels in France\*

### 1. Introduction

In June 2009, the French Government announced its intention to introduce a carbon tax by 2010. The basic idea is to introduce an additional tax on top of existing taxes on fossil fuels which will be paid by households and firms that are not included in the EU Emission Trading Scheme.<sup>20</sup> The aim is to achieve France's commitments to reduce greenhouse gas emissions at the lowest cost: -14% by 2020 (compared to 2005 levels)<sup>21</sup>, and -75% by 2050<sup>22</sup>.

In the case of private cars, a tax on vehicle carbon emissions essentially is equivalent to a fuel tax. Rising fuel taxes may give rise to concerns over the effects of additional taxation on low-income households. For instance, it is often argued in France that low-income households cannot afford to live in city centres where the supply of public transport is abundant, and have then no choice but using their car to travel. Beyond equity concerns, the acceptability of a new carbon tax clearly depends on the proportion of the population that benefit from it.

---

\* Financial support was provided by the French Ministry of Transport (PREDIT research program) and by the Ile-de-France Region (*Réseau de Recherche sur le Développement Durable*, R2DS). I would like to thank Bruno De Borger and Stef Proost for their comments on previous drafts and Laurent Hivert for his help with the data. The usual disclaimer applies.

<sup>20</sup> Further details about the carbon tax scheme to be implemented in France are not known at the time of writing.

<sup>21</sup> France's target under the European package on climate.

<sup>22</sup> Objective set in the 2005 "*Loi de programme fixant les orientations de la politique énergétique*" ("Law setting orientations for the energy policy").

This paper analyses the distributional effects of alternative scenarios of carbon taxes.<sup>23</sup> We consider two levels of taxation and explore how the welfare impacts are distributed across households that differ by income and residential location. We also simulate two scenarios of revenue recycling.

Several studies have estimated the distributional effects of car fuel taxation. However, most of them utilize North-American data (e.g., Bento et al. 2005, 2009, Poterba, 1991, Røed Larsen, 2006, West, 2004). Their results are not easily transferable to Europe as the geography of urban areas, the spatial distribution of income and the relative importance of public transport are completely different. For example, OECD (2006) shows that private car use, measured in passenger-kilometres per capita, is twice higher in the US than in France. A meta-analysis by Goodwin et al. (2004) showed also that USA has lower fuel consumption elasticities than Europe with respect to both price and income.

Some studies examine the distributional effects of fuel taxation using European data. For instance, Berri (2005) finds that the taxation of car fuel is regressive in France. However, he does not model the changes of behaviour induced by the additional taxation. His results are then only valid for marginal tax shifts. Blow and Crawford (1997) and Santos and Catchesides (2005) assess the regressive effects of gasoline taxation in the United Kingdom considering the behavioural response of drivers to the increased cost of driving. Blow and Crawford find that rising fuel taxes are progressive if all households are considered but regressive if only car-owning households are considered. Santos and Catchesides find that middle-income households suffer the most from the burden when all households are considered. When only car-owning households are considered, gasoline taxation is strongly regressive. However, those studies do not consider any recycling of the additional revenues from the tax increase. Conversely, our simulations show that taking into account revenue recycling dramatically changes the distributive impact of fuel taxation.

The methodology used in this paper is based on a car use model that is estimated using disaggregated panel data from 2003 to 2006. We explicitly model and simulate individual changes in kilometres travelled induced by modifications in fuel taxation. This

---

<sup>23</sup> We deliberately choose to focus on the distributive impact of a carbon tax on car fuels, without exploring the question of its economic efficiency. Although a major issue, a rigorous treatment of that question would require another study on its own.

approach allows notably for the possibility that different households behave differently in response to increases in cost of driving.

From a methodological point of view, two main contributions distinguish this paper. First, to the best of our knowledge, this is the first time panel data methods are used to study the distributional impacts of car use taxation. Panel data is particularly suitable for estimating the car use model as it allows controlling for the inherent endogeneity of motorisation choices. Earlier papers only had access to single or pooled cross-sections. Accordingly, they had to apply burdensome two-step approaches (e.g., West, 2004). We come back to this issue in more details in the next section.

A second difference with all prior work is that we consider the benefits induced by the reduction of congestion due to the fuel taxation and analyse how those benefits are distributed among households.<sup>24</sup> Congestion is generally considered as the quantitatively most important automobile externality. For example, UNITE (2003, table 11) shows that it accounts for 44% of the following external costs in France: global warming, air pollution, noise, congestion and accidents.<sup>25</sup>

The paper is organized as follows. Section 2 presents the model of car use that will provide the basis for the simulations. Section 3 presents our approach for simulating scenarios of carbon taxation. Section 4 discusses the data. Section 5 presents and interprets the results. The last section concludes.

## **2. Model of car use**

This section presents the model of car use. Estimates of the model will then be used to simulate changes in fuel taxation. We consider the following standard expression for kilometres demand:

---

<sup>24</sup> This assertion does not include the existing literature on congestion charging which obviously considers the distributive impact of congestion reduction (see e.g., Bureau and Glachant, 2008, Eliasson and Mattsson, 2006).

<sup>25</sup> This proportion is 56% in the UK and 34% in Germany. Parry et al. (2007, table 2) provide a similar order of magnitude for the US. Congestion then represents 46% of the following costs: global warming, local pollution, oil dependency, congestion and accidents.

$$KM_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot p_{it} + \beta_2 \cdot (p_{it} \times y_{it}) + \gamma \cdot two_{it} + V' \cdot \delta_1 + H' \cdot \delta_2 + X' \cdot \delta_3 + T_t' \cdot \zeta + a_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

where  $i$  indexes households,  $t$  indexes years,  $KM$  is the annual number of kilometres the household drives,  $p$  is the price per kilometre,  $y$  is income per consumption unit,  $two$  indicates if the household holds two cars,  $V$  is a vector of vehicle attributes,  $H$  is a vector of household characteristics,  $X$  is a vector of other control variables,  $T$  is a vector of year dummies,  $a_i$  is the household fixed effect,  $\varepsilon_{it}$  is the usual error term, and the remaining Greek letters denote parameters.

The linear specification of the demand function allows the demand response to  $p$  to vary with the level of demand. This is a key issue in assessing the distributional effects of a rise in  $p$ . In contrast, a log-log specification would impose the restriction that the price elasticity is the same for all households. Besides, to allow the price effect to vary with income, we include an interaction between income and the price per kilometre. In the estimations,  $p$  and  $(p \times y)$  are also interacted with specific dummy variables to allow the price effect to vary between one and two-vehicle households.

When estimating a model of car use, a standard econometric problem deals with the endogeneity of the variables describing the number and the attributes of cars held by households. This is due to the joint nature of the demands for vehicles and kilometres. The choices of vehicle and kilometres are related because characteristics that influence a household to purchase a certain number and type of vehicles may also influence that household's choice of kilometres. For example, as Mannering and Winston (1985) point out, the individual characteristics that tend to increase usage (e.g., pleasure of driving) will adversely affect the probability of selecting an old, decrepit vehicle from which little driving pleasure can be derived. In econometric terms, this correlation implies that vehicle specific attributes, which are included as explanatory variables in (1), will be correlated with the error term. In this context, the use of Ordinary Least Squares (OLS) may lead to biased and inconsistent estimators of parameters.

The use of panel data allows us to deal with the endogeneity problem. Indeed, the use of a fixed effect estimator permits to purge the effects of  $a_i$ , i.e., all unobserved and time invariant determinants, from (1). At last, the sole condition for the estimator to be

consistent is that the idiosyncratic error  $\varepsilon_{it}$  is uncorrelated with explanatory variables. We consider this assumption as a reasonable one in our case<sup>26</sup>.

Earlier papers only had access to single or pooled cross-sections. In this context, a standard procedure to deal with the endogeneity problem is to adopt a burdensome two-step approach. A discrete choice model is first used to estimate the probabilities of choosing different fleet sizes and compositions; these probabilities are then used in the estimation of kilometres demand to control for endogeneity (e.g., Berkowitz et al., 1990, Goldberg, 1998, Hensher et al., 1992, Mannering and Winston, 1985, Train, 1986, West, 2004)<sup>27</sup>.

### **3. Simulation strategy**

Having described how we model the demand for kilometres, we now describe how we simulate the different scenarios. We develop two simulation modules. The first one simulates the impact of a carbon tax in France without considering the benefits induced by congestion reduction (like earlier studies). The second module simulates the impact of a carbon tax considering the benefits from congestion mitigation. Due to data constraints, it is done for the Paris Region only. The remaining of the section presents successively the two simulation modules and the scenarios considered.

#### ***3.1. Measuring the impact of a carbon tax in France (without considering the benefits from congestion reduction)***

We proceed in four stages. First, we estimate econometrically the parameters of equation (1) using panel data from 2003 to 2006. Second, we simulate the changes in kilometres driven by households induced by the changes in fuel taxation. Third, we calculate individual welfare changes. Finally, we examine the distribution of welfare changes among households. The data used in the simulations refer to 2006.

As stated in the introduction, we restrict the analysis to the short-run incidence of the tax. We assume that households respond to the additional taxation solely by reducing

---

<sup>26</sup> Exceptions may concern two of our variables: *ADD* and *SEP*. We come back to this issue in section 4.

<sup>27</sup> This approach derives from the seminal work of Dubin and McFadden (1984) who propose models to estimate the joint demand for durables and energy use.

the number of kilometres they drive. We use the change in household consumer surplus to measure the change in household welfare due to the tax. Assuming a linear demand curve for kilometres, the change in consumer surplus for household  $i$  induced by an additional tax can be expressed:

$$\Delta CS_i = (p_{i1} - p_{i0}) \cdot KM_{i1} + \frac{1}{2} [(p_{i1} - p_{i0}) \cdot (KM_{i0} - KM_{i1})] \quad (2)$$

where  $p_{i0}$  is the initial price per kilometre for household  $i$ ,  $p_{i1}$  is the price per kilometre with the additional tax,  $KM_{i0}$  is the initial number of kilometres, and  $KM_{i1}$  is the number of kilometres after the tax. This is the standard “rule of one-half”.

It is important to note that not considering behavioural response of drivers amounts to taking into account twice the second term of (2), leading to an over-estimation of the welfare impact of taxation.

### ***3.2. Measuring the impact of a carbon tax in the Paris Region considering the benefits from congestion reduction***

The second module examines the impact of a carbon tax in the Paris Region considering the benefits from congestion mitigation. The Paris Region (also referred to as *Ile-de-France*) is a vast area of 12,072 sq km and 10.9 millions inhabitants (around 1/6 of the whole French population). The city of Paris is only a small part of that area with a surface of 105 sq km and 2.1 millions inhabitants.

Apart from congestion considerations, the simulation strategy is practically the same than the one presented in section 3.1. The sole difference is that, when estimating the car use model, all price variables are now interacted with specific dummy variables to allow the price effect to vary between the Paris Region and the rest of the country. Results of the regression are given in the Appendix.

The benefits from congestion reduction are calculated for each household as the monetary value of time savings on annual kilometres driven by the household<sup>28</sup> after the

---

<sup>28</sup> Due to data constraints, kilometres driven during weekends, holidays and/or outside the Paris Region are not considered.



carbon tax is introduced.<sup>29</sup> To calculate those benefits, three types of information are needed. First, an evaluation of the impact of the carbon tax on traffic. Second, an estimation of the impact of traffic reduction on individual travel times. Third, values of travel time (VOT) to monetise the time savings.

The impact of carbon pricing on traffic is obtained using basically the same approach than in the first simulation module. First we estimate econometrically the parameters of equation (1) using panel data from 2003 to 2006.<sup>30</sup> Then, we simulate the changes in kilometres driven by households induced by the changes in fuel taxation. Adding up all changes, we obtain the total traffic reduction in the Paris Region.

Then, we need to translate the traffic reduction into time savings. This is done using disaggregated data from the Paris Region Global Transport Survey carried out in 2001-2002. Time savings are calculated using a speed-flow function estimated econometrically on a sample that describes traffic levels and speeds for 21 time slots. For each slot, we calculate the total traffic by car and the average speed of car trips in the region. The regression of the logarithm of traffic on the average speed gives the following relationship:

$$SPEED_{CAR} = -35.2 \times \ln(TRAFFIC) + 621.3$$

where  $SPEED_{CAR}$  is the average speed of car trips in meters per minute in a given slot and  $TRAFFIC$  is the total number of trips per slot<sup>31</sup>. Additionally we assume that buses also benefit from traffic reduction, as one may expect. Regressing the speed of buses on car traffic levels for 18 time slots<sup>32</sup> gives the following relationship:

$$SPEED_{BUS} = -9.4 \times \ln(TRAFFIC) + 193.9$$

---

<sup>29</sup> Benefits from congestion reduction are calculated using 2001-2002 data while the other impacts are calculated for our most recent data, i.e., 2006. We believe this difference is not problematic as one can reasonably assume that traffic conditions in the Region have not changed much within 4-5 years. Note also that simulations for the non-congestion impacts have been conducted for the years 2003, 2004 and 2005 producing very similar results to 2006.

<sup>30</sup> The sole difference with the first module is that, when estimating equation (1), all price variables are interacted with specific dummy variables to allow the price effect to vary between the Paris Region and the rest of the country. The idea is to obtain a percentage of traffic reduction that is specific to the Paris Region.

<sup>31</sup> The level of traffic taken into account is the total traffic observed in the Global Transport Survey, i.e., the traffic due to individual trips. It excludes deliveries and freight.

<sup>32</sup> Contrary to the regression for cars, time slots corresponding to the night are not taken into account because the level of service is too limited.

where  $SPEED_{BUS}$  is the average speed of bus trips in meters per minute in a given slot and  $TRAFFIC$  is the total number of trips per slot.<sup>33</sup>

We assume that each household reduces its number of kilometres in response to the introduction of the tax, and consider time savings on the remaining kilometres only.<sup>34</sup> We assume also that the traffic reduction (in %) induced by carbon pricing is the same whatever the time of the day or the location in the Paris Region. This is admittedly a restrictive assumption as travellers may respond to the carbon tax by reducing non-work trips first. Then, implementation of a carbon tax may lead to smaller traffic reductions in business areas and/or during the peak period. This assumption will have to be kept in mind when interpreting the results.

Individual time savings are finally monetised using values of travel time from two previous studies by Bureau and Glachant (2008) and De Palma and Fontan (2001). Both papers provide values of travel time for commuters that vary with income and that are specific to the Paris Region. Table 1 presents these values per quintile of income. Income group 1 includes the 20% of individuals having the lowest income; quintiles 1 and 2 include the 40% of individuals having the lowest income, etc. Table 1 shows that the two papers propose substantially different set of values. De Palma and Fontan propose higher values on average: around 15€/h vs 8€/h for Bureau and Glachant. On the other hand, the latter give relatively higher VOT to high-income travellers compared to low-income ones. As there are no obvious reasons to prefer one to the other, we consider the two sets of values for purpose of sensitivity analysis<sup>35</sup>. In the remaining of the paper, we refer to Bureau and Glachant's results as "low VOT" and to De Palma and Fontan's as "high VOT".

Whatever the values considered (low or high) Table 1 shows a clear and positive relationship between income and value of time. This is particularly noticeable in the "low VOT" case: the VOT of the wealthiest individuals is almost twice the VOT of the poorest.

---

<sup>33</sup> Logarithm functional forms give the highest goodness of fit for the two speed-flow functions. The car and bus regressions present R2 of 0.5 and 0.2 respectively.

<sup>34</sup> In order to calculate individual responses to the tax, we need to make assumptions about the price sensitivity of each household present in the Global Transport Survey. We assume that the price sensitivity depends on income and use the elasticities calculated for different income groups with the "Parc Auto" data.

<sup>35</sup> Potential reasons for differences between the two studies are discussed in the Appendix.

Then not considering values of time that vary with income would lead to substantial biases in assessing the distributional effects of congestion reduction.

The two papers provide values of travel time for commuters only. However, empirical findings converge to suggest that the value of travel time savings is lower for non-work purposes than for commuting (see e.g., Small and Verhoef, 2007). The difference varies according to studies and locations. In this paper, we consider that values of travel time for “other purposes” are 45% below that for commuting. This is the ratio recommended by Commissariat Général du Plan (2001, p. 42) for the Paris Region.

**Table 1: Values of travel time for commuters for different groups of travellers (2002 € per hour)**

Income group	Low value <sup>a</sup>		High value <sup>b</sup>
	Private car users	Public transport users	
1	5.0	6.0	13.3
2	6.7	7.2	14.2
3	7.9	8.0	14.9
4	10.0	9.9	15.8
5	11.4	11.4	16.1
All	7.9	8.2	14.9

<sup>a</sup> Bureau and Glachant (2008, Table 3)

<sup>b</sup> Author’s calculation using initial figures from De Palma and Fontan (2001, Table 3) – which give values of travel time for solely three groups of household’s income.

### 3.3. Scenarios

Table 2 describes the six scenarios. As a benchmark, we consider an additional carbon tax of 7.1 euro-cents per litre of gasoline and 8.1 cents per litre of diesel. Those values refer to a cost of CO<sub>2</sub> of €31 per tonne (in 2006€). It is the official figure to be considered in France (by 2010) when evaluating public investment choices or, more generally, when making environmental evaluation of public policies (CAS, 2008). It was determined in order to achieve the European political objectives of March 2007 and lies at the high end of the spectrum of international evaluations of external costs of carbon (see e.g., Delft, 2008).

Then we consider several variations of this reference scenario. First, a higher taxation of carbon: 12.4 cents per litre of gasoline and 14.0 cents per litre of diesel. It corresponds to €54 per tonne of CO<sub>2</sub> (in 2006€), which is the official figure to be

considered in France by 2020. The idea is to investigate if the level of taxation impacts the distribution of burdens among households. We also consider two alternative ways of recycling the additional revenues from the tax increase:

- “flat” recycling: revenues are returned in equal amounts to every household;
- “size-based” recycling: revenues are allocated according to the number of consumption units<sup>36</sup> in the household.

Both alternatives can be handled in our methodological framework as they involve lump sum transfers to all households. It is reasonable to assume that such transfers do not modify significantly households’ demand for kilometres<sup>37</sup>. In our calculations, lump sum transfers are then simply added to individual surplus variations induced by the carbon tax to obtain the overall individual welfare changes. We consider that recycling is accomplished on an annual basis and assume that it does not involve additional costs to the government.

**Table 2: Description of the six scenarios**

Scenario name	Carbon tax	Redistribution of carbon tax revenues	Redistributed amount (per annum)
<i>Reference</i>	Gasoline: €0.071/L. Diesel: €0.081/L.	No	–
<i>Reference – Flat recycling</i>	Gasoline: €0.071/L. Diesel: €0.081/L.	Yes	€64
<i>Reference – Size-based recycling</i>	Gasoline: €0.071/L. Diesel: €0.081/L.	Yes	€41 per consumption unit
<i>High</i>	Gasoline: €0.124/L. Diesel: €0.140/L.	No	–
<i>High – Flat recycling</i>	Gasoline: €0.124/L. Diesel: €0.140/L.	Yes	€110
<i>High – Size-based recycling</i>	Gasoline: €0.124/L. Diesel: €0.140/L.	Yes	€71 per consumption unit

<sup>36</sup> In the whole paper, the “OECD modified scale” is used to define consumption units, i.e., the first adult gets the weight 1, other members aged 14 or more get 0.5, children aged less than 14 get 0.3.

<sup>37</sup> As we will see it in section 5, our estimations show that the impact of income on demand for kilometres is small and hardly significant.

## 4. Data and summary statistics

Our data come from two sources. The first is the “Panel Parc Auto TNS-Sofres” which we use to estimate the model of car use and to analyse the distribution of costs induced by the carbon tax. The second is the Paris Region Global Transport survey which we use to examine the distribution of benefits induced by congestion reduction. This section presents the two successively.

### 4.1. Panel Parc Auto TNS-Sofres

#### 4.1.1. General description

The “Panel Parc Auto TNS-Sofres” (hereafter “Parc Auto”) is the main component of the data. This survey has been carried out annually in France for twenty-five years. We use the last four waves of the panel: 2003 to 2006. “Parc Auto” describes the number of vehicles held by households, the technical attributes of those vehicles (e.g., age, type, fuel) and their usage. It also includes the socio-economic and geographical characteristics of the surveyed households. About 6,500 households are surveyed each year. On average, two-thirds are re-interviewed the following year while the others drop out of the panel and are replaced by new ones.

Our estimations are limited to motorized households who hold one or two cars. As stated above, we are only concerned with the response of households in terms of usage, not in terms of car ownership. So we do not consider non-motorized households in our estimations<sup>38</sup>. Besides, not enough three-or-more-vehicle households remained in our sample after cleaning to produce sound estimates. Those households were then systematically dropped out. Note however that they represent less than 7% of French households in 2006. Because we use a fixed effect estimator, households who are just present once in the panel are not included in our sample. Careful examination of data also revealed obvious measurement errors in the variable “number of kilometres driven” for households who replaced one of their cars within the year of survey. Those observations are not included in the sample. Finally, observations with missing values for key explanatory

---

<sup>38</sup> However, non-motorized households are taken into account when measuring the welfare impacts of additional taxation, considering their welfare change to be zero.

variables also drop out. Overall this leaves us with an unbalanced panel of 2,956 households with 7,915 observations over the period 2003-2006<sup>39</sup>.

To construct a price per kilometre variable fuel prices and the fuel efficiency of each vehicle are needed. For fuel prices, we use annual average prices provided by the French Ministry in charge of energy. “Parc Auto” contains data on fuel efficiency. Households are asked to give an estimation of the fuel efficiency of each of their vehicle. We do not consider this information directly but use it to estimate average fuel efficiencies per type of vehicle<sup>40</sup>. The idea is that some households may over-estimate or under-estimate the fuel efficiency of their fleet but we assume that, on average, households’ estimations are correct. For two-vehicle households, the price per kilometre considered in the estimation is the average of the price per kilometre of the two vehicles.

#### 4.1.2. Variable definitions and summary statistics

Table 3 presents the variables used for the estimation of the car use model and the main descriptive statistics of the sample. For example, it can be seen that households drive 14,601 kilometres a year on average, 26% hold two vehicles and 35% live in peri-urban or rural areas.

Most of the variables used for the estimation are standard in car use modelling. Some deserve specific attention: “Parc Auto” classifies vehicles into nine market segments. In order to have enough observations for each variable, some were grouped together so that we finally consider four market segments: downmarket (e.g., Renault Clio, VW Polo), mid-range (e.g., Peugeot 307, VW Golf), upmarket or SUVs (e.g., Mercedes-Benz E-Class, BMW 7 Series) and utility vehicles. Note also that “Parc Auto” describes the use – in the last twelve months – of each vehicle the household holds at the end of the year. As the fleet size may vary during the year, two control variables are included in the estimation: *ADD* which indicates that the household bought an additional car during the year and *SEP* which indicates that the household parted with one car. We expect the former to decrease the number of kilometres the household drives – because it does not hold the additional vehicle

---

<sup>39</sup> 49% of households are surveyed two years, 34% are surveyed three years and 17% are surveyed four years.

<sup>40</sup> On total, more than 180 types of vehicles are considered according to fuel type, engine size, market segment, and age. Fuel efficiencies vary also according to the year of survey. Estimation is carried out by OLS. Results are available upon request.

for twelve months. Conversely, we expect *SEP* to increase the number of kilometres the household drives with the remaining vehicle – reflecting some kind of inertia in household’s activity pattern. Note that the two variables may be endogenous even after controlling for time-invariant unobserved effects. As non-regular choices made by households they may indeed be correlated with  $\varepsilon_{it}$ . No valid instruments being available, we ran the estimation without including households with *ADD* or *SEP* equal to one. This robustness check did not change significantly the estimates of other key variables.

Finally, we choose not to include in the estimation a variable describing fuel type (i.e., gasoline or diesel). This is not necessary because we believe that the sole influence of fuel type on kilometres is via fuel efficiency (diesel vehicles are more fuel efficient on average) which is reflected in the price per kilometre. Another characteristic of diesel cars is that they are usually considered to have a more important lifetime. A priori, such information is not correlated with any of our explanatory variables, so there is no harm to let the fuel type information in the error term.

**Table 3: Descriptive statistics**

Variable	Definition	Mean	Std. Dev.
KM	Total kilometres driven	14601	9127
p	Price per kilometre	0.0791	0.0157
p*INCOME	Price per kilometre*income per capita	1523	930
ONE	=1 if household holds one vehicle	0.74	0.44
TWO	=1 if household holds two vehicles	0.26	0.44
DOWNMARKET	=1 if a 1-vehicle household holds a downmarket vehicle	0.31	0.46
MIDRANGE	=1 if a 1-vehicle household holds a mid-range vehicle	0.39	0.49
UTILITY	=1 if a 1-vehicle household holds a utility vehicle	0.01	0.08
DOWN_DOWN	=1 if a 2-vehicle household holds two downmarket vehicles	0.03	0.17
DOWN_MID	=1 if 2-vehicle household holds a downmarket and a mid-range vehicle	0.13	0.34
DOWN_UP	=1 if a 2-vehicle household holds a downmarket and a upmarket vehicle	0.03	0.16
MID_MID	=1 if a 2-vehicle household holds two mid-range vehicles	0.04	0.19
MID_UP	=1 if a 2-vehicle household holds a mid-range and a upmarket vehicle	0.01	0.10
UTILITY_2V	=1 if a 2-vehicle household holds a least one utility vehicle	0.02	0.15
NEW	=1 if a 1-vehicle household holds a new car (less than 2 years)	0.07	0.25
OLD_NEW	=1 if a 2-vehicle household holds one new car	0.04	0.19
NEW_NEW	=1 if a 2-vehicle household holds two new cars	0.00	0.05
NB_ADULTS	Number of adults (18 years old or more)	1.8	0.7
Q <sub>j</sub>	=1 if household belongs to the j-th quintile of income per capita (j=2,..., 5)	–	–
SUBURB <sup>a</sup>	=1 if household lives in a suburban area	0.34	0.47
PERIURBAN <sup>a</sup>	=1 if household lives in a periurban area	0.33	0.47
RURAL <sup>a</sup>	=1 if household lives in a rural area	0.02	0.16
ADD	=1 if fleet size increased during the year	0.02	0.13
SEP	=1 if fleet size decreased during the year	0.01	0.10
YEAR-j	Year dummies (j=2004, 2005, 2006)	–	–
FEMALE	=1 if head of household is female	0.19	0.39
AGE	Age of household head	58	15
NB_DL	Number of household members with a driving licence	1.6	0.5
NORTH	=1 if household lives in the North	0.07	0.26
EAST	=1 if household lives in the East	0.10	0.30
WEST	=1 if household lives in the West	0.14	0.34
SOUTH_WEST	=1 if household lives in the South West	0.10	0.30
SOUTH_EAST	=1 if the household lives in the South East	0.24	0.43

<sup>a</sup> Four types of location are considered: city centres, suburbs, peri-urban zones and rural areas. This coding was developed by the French National Institute for Transport and Safety Research (INRETS).

#### 4.1.3. Test of sample selection bias

When filling the survey questionnaire of “Parc Auto”, households are asked to give details on the attributes and usage of all their cars. So it is clearly more tedious to fill in when a multi-motorized household. As a consequence, multi-motorized households are less likely to stay in the panel than mono-motorized ones. In other words, the decision to rotate households out of the panel is not fully random, so that a sample selection problem can result. Wooldridge (2002, p. 581) provides a simple test for sample selection bias in the context of fixed effect estimation with unbalanced panel. The test relies on the fact that sample selection in a fixed effects context is only a problem when selection is related to the



idiosyncratic errors,  $\varepsilon_{it}$ . So Wooldridge suggests adding the lagged selection indicator,  $s_{i,t-1}$ , to the equation ( $s_{i,t-1}$  equals one if household  $i$  is present in the panel at time  $t-1$ , 0 otherwise), estimate the model by fixed effects and do a  $t$  test for the significance of  $s_{i,t-1}$ . Under the null hypothesis,  $\varepsilon_{it}$  is uncorrelated with  $s_{ir}$  for all  $r$ , and so selection in the previous time period should not be significant at time  $t$ .<sup>41</sup> In our case, a robust  $t$  test strongly supports the hypothesis of no sample selection bias.

#### ***4.2. Global Transport Survey***

The second set of data we use is the 2001-2002 Paris Region Global Transport Survey (*Enquête Globale Transport Ile-de-France 2001-2002*). This survey has been carried out regularly for 25 years. It allows to follow and to analyse trip patterns in the Paris Region. The sample surveyed is representative of the Region population with respect to social and geographical characteristics. 10,500 households were surveyed between October 2001 and April 2002. Each member of the household, older than 6, is interviewed about all the trips she/he made the day before the survey. For each trip, a broad variety of data is available, for example: time of departure and arrival, trip purpose, origin, destination and mode(s) used. General household characteristics are also described (e.g., size, location, income) as well as characteristics of each member (e.g., age, sex, profession).

### **5. Estimation and results**

#### ***5.1. Estimation of the model of car use***

The results from the estimation of the car use model are reported in Table 4. As mentioned earlier, a fixed effect estimator is used to control for the potential endogeneity of the explanatory variables describing fleet size and composition. For comparison purpose, Table 4 also reports estimation results with pooled OLS and random effects (RE). We know that those methods will generally lead to inconsistent estimators if the (unobserved to the econometrician) household-specific effects  $a_i$  are correlated with any of the explanatory variables. As expected, pooled OLS and RE produce substantially different results than FE

---

<sup>41</sup> This approach was first suggested by Nijman and Verbeek (1992) in the context of random effects estimation.

indicating correlation between  $a_i$  and the explanatory variables. Formally, a standard Hausman test strongly rejects the assumption of similar RE and FE estimates. Besides, we ran an  $F$  test to test the null hypothesis that the constant terms are equal across households. The hypothesis is strongly rejected, implying that pooled OLS would be inappropriate. For the rest of the paper we then focus on FE estimates.

The price coefficients are significant<sup>42</sup> and of expected sign. Households drive less as price per kilometre increases but richer households are less price sensitive. As expected, households with two cars drive more, as those holding a recent car – though this last result is only significant for one-vehicle households. On the contrary, market segment dummies have very little explanatory power.<sup>43,44</sup>

Unsurprisingly, households with more adults drive more, as those living in peri-urban or rural areas. Interestingly, the effect of income per capita is negative though only just significant<sup>45</sup>. This is so because our model produces estimates holding the number of cars constant. In their extensive review of demand elasticity studies, Goodwin et al. (2004) note that when income increases, the number of vehicles increases relatively more than the volume of traffic. Such a result implies that use per vehicle should decline as income increases.

As expected, households that hold one of their vehicles for less than 12 months drive less. Conversely, two-car households who part with one of their vehicle drive more with the remaining one, reflecting some kind of inertia in their activity pattern.

---

<sup>42</sup> Because of the interaction effects, one may take care not to look separately at the price coefficients. Then, even if the coefficient of  $p*INCOME*TWO$  is not significant at the 10% level (it is though at the 13% level), a F-test strongly rejects the joint hypothesis that  $p*TWO$  and  $p*INCOME*TWO$  equal zero.

<sup>43</sup> Tests on coefficients exhibit only two exceptions: the 3% of households that own a downmarket and an upmarket vehicle drive more than most of the other two-vehicle households. Moreover, one-vehicle households owning a mid-range vehicle drive more than the 0.7% of households owning a utility vehicle.

<sup>44</sup> A similar result is found by Goldberg (1998) for the US.

<sup>45</sup> The negative sign holds whatever the specification of income: continuous or dummy variables, total or per consumption unit income, but not the significance.

**Table 4: Kilometre demand results**

	OLS		RE		FE	
p*ONE	-128,233***	(8444)	-109,804***	(7559)	-40,989***	(15501)
p*TWO	-246,077***	(23795)	-187,422***	(18083)	-78,174***	(26906)
p*INCOME*ONE	0.258	(0.24)	0.463***	(0.16)	0.466***	(0.17)
p*INCOME*TWO	0.313	(0.37)	0.345	(0.26)	0.531	(0.35)
TWO	15,423.9***	(2729.3)	12,498.1***	(2518.0)	11,550.6***	(3222.8)
DOWNMARKET	-3,876.6***	(558.1)	-3,020.4***	(484.6)	-504.4	(1098.6)
MIDRANGE	-1,252.0**	(530.4)	-817.6*	(458.1)	247.3	(936.2)
UTILITY	-863.9	(951.7)	-1,792.0**	(901.5)	-1,628.4	(1258.4)
DOWN_DOWN	-2,544.4	(1827.4)	-1,088.3	(2146.9)	-636.1	(2934.5)
DOWN_MID	-603.5	(1704.7)	642.7	(2033.2)	104.3	(2748.2)
DOWN_UP	740.7	(1653.6)	2,921.2	(2039.5)	2,933.7	(2805.0)
MID_MID	684.5	(1814.4)	1,128.1	(2095.7)	-166.0	(2828.8)
MID_UP	3,181.7*	(1825.9)	3,349.0	(2143.0)	511.5	(3122.6)
UTILITY_2V	-419.9	(1609.2)	1,309.9	(2042.7)	2,123.0	(2799.4)
NEW	1,679.8***	(276.7)	612.5***	(178.2)	338.0*	(182.0)
OLD_NEW	946.7*	(557.4)	313.0	(377.3)	157.8	(397.4)
NEW_NEW	4,250.7*	(2490.1)	3,659.6*	(1989.8)	3,029.6	(2176.1)
NB_ADULTS	1,093.0***	(240.3)	925.8***	(231.6)	1,004.7**	(418.9)
Q2	1,060.8***	(329.8)	81.9	(231.0)	-427.3*	(256.5)
Q3	1,414.9***	(361.3)	323.5	(251.9)	-475.0	(294.3)
Q4	2,275.0***	(420.4)	707.7**	(293.8)	-470.5	(346.4)
Q5	2,701.4***	(586.1)	711.5*	(385.4)	-764.8*	(443.0)
SUBURB	-20.8	(262.4)	-45.9	(269.4)	-199.3	(953.7)
PERIURBAN	2,151.3***	(274.1)	2,088.9***	(281.0)	2,609.8**	(1058.9)
RURAL	1234.4	(921.5)	1,483.7**	(749.7)	6,096.8***	(1966.4)
ADD	-2,428.9***	(736.5)	-2,661.9***	(553.0)	-2,508.9***	(661.9)
SEP	279.3	(753.6)	1,101.4*	(589.6)	1,670.7**	(746.1)
YEAR04	532.4***	(150.2)	345.9***	(120.0)	-6.1	(123.1)
YEAR05	1,226.0***	(178.3)	867.7***	(136.4)	-168.8	(192.2)
YEAR06	1,322.5***	(194.6)	892.5***	(150.7)	-440.9**	(220.4)
FEMALE	-1,220.0***	(332.8)	-1,535.7***	(324.0)		
AGE	-141.4***	(7.3)	-145.5***	(7.7)		
NB_DL	709.0**	(277.8)	491.4*	(272.9)		
NORTH	290.7	(459.1)	177.6	(476.4)		
EAST	603.3	(397.2)	454.0	(398.1)		
WEST	1,045.6***	(353.1)	635.2*	(358.6)		
SOUTH_WEST	225.0	(406.3)	32.6	(426.6)		
SOUTH_EAST	176.3	(283.3)	179.9	(297.8)		
CONSTANT	26,179.8***	(1109.2)	26,414.7***	(1012.4)	12,616.5***	(1873.69)
Observations	7915		7915		7915	
R2	0.50		0.49		0.36	

Notes: Dependent variable is KM. Robust standard errors in parentheses. \* indicate significance at the 10% level. \*\* Idem, 5%. \*\*\* Idem, 1%.

## 5.2. Elasticities

Results of the estimations are used to calculate the elasticity of demand for kilometres with respect to price per kilometre. Because vehicle choices are held constant, this elasticity corresponds to a short run response. Using FE results and sample means of kilometres,

price per kilometre and income, yields an elasticity of -0.22, which is fairly in line with the literature (see e.g., Graham and Glaister, 2002, Goodwin et al., 2004).

Table 5 lists elasticities of demand by income group. Demand elasticities clearly vary across quintiles. In absolute value, elasticity declines with income, which is a pretty intuitive result. A similar outcome is found in Blow and Crawford (1997) and Santos and Catchesides (2005) for the UK, and in West (2004) for the U.S.<sup>46</sup> Table 5 also presents elasticities of demand by income group and geographical location. Whatever the income group, peri-urban or rural households respond less to price change than urban households. This is mainly due to the reduced availability of alternative transport modes in peri-urban and rural areas. This is in line with the results of Blow and Crawford (1997) and Santos and Catchesides (2005) for the UK.

**Table 5: Kilometres demand elasticities by quintile<sup>a</sup>**

<b>Quintiles</b>	<b>All motorized households</b>	<b>Urban motorized households</b>	<b>Peri-urban or rural motorized households</b>
1	-0.28	-0.30	-0.25
2	-0.25	-0.29	-0.22
3	-0.23	-0.25	-0.20
4	-0.21	-0.22	-0.19
5	-0.18	-0.19	-0.17

<sup>a</sup> Demand elasticities are calculated at the mean price per kilometre, kilometres, and income, by quintile, using FE results.

### **5.3. Results of the simulations**

#### *5.3.1. Impact of a carbon tax in France (without considering the benefits from congestion reduction)*

With the estimates of the car use model and the data on households' mobility and price per kilometre, we can now simulate the impact of various scenarios of carbon taxes on households' welfare. Table 6 presents the results for the reference scenario, which is an additional carbon tax of 7.1 cents per litre of gasoline and 8.1 cents per litre of diesel without recycling of the tax revenues. Losses clearly increase with income: from €71 per annum for lower income motorized households to €88 for the wealthiest motorized

<sup>46</sup> Though, in West (2004), the richest households (decile 9 plus decile 10) are slightly more elastic than the preceding income group (decile 7 plus decile 8).

households (+23%). It is not surprising as richer households own more cars, drive more and are less price-sensitive. The result is even stronger if one considers all households, rather than vehicle-owning households alone. The richest households (quintile 5) lose 43% more than the poorest (quintile 1). This is so because the percentage of non-motorized households decreases with income: 25% in quintiles 1 or 2, 12% in quintile 5.

As expected, households living in peri-urban or rural areas lose more. This result holds even after controlling for income. The difference is striking for the poorest households. Households of quintile 1 that live in peri-urban or rural areas lose 90% more than other households of quintile 1 (€72 vs €38).

When considering surplus variations in percentage of income, Table 6 shows that low-incomes lose more than richer households, meaning that the tax is regressive.

Table 7 presents the results of simulations for a heavier taxation of carbon: 12.4 cents per litre of gasoline and 14.0 cents per litre of diesel. Such a heavier taxation mechanically increases the magnitude of losses but not their distribution across income groups or geographical locations.

We now consider scenarios where the additional revenues from the carbon tax are returned in equal amounts to every household (“*flat*” *recycling*) or according to the number of consumption units in the household (“*size-based*” *recycling*). Table 6 and Table 7 exhibit dramatically different results than in scenarios without recycling.

First consider the reference scenario. When the whole population is considered, the poorest households (quintiles 1 and 2) are net gainers whatever the recycling method. This is so because the proportion of non-motorized households – that benefit from the revenue distribution without incurring any cost – decreases with income. Then the two recycling scenarios are globally progressive. Interestingly, the progressivity increases with the level of carbon taxation. Table 7 which presents the results for the “High taxation” scenario, exhibits greater variation in welfare impacts.

The “*size-based*” *recycling* scenario is the most progressive option: low-incomes gain more and high-incomes lose more. The reason is that households of quintile 1 are bigger on average (1.77 consumption units vs 1.58 for the whole population). If we focus on motorized households, the carbon tax is still progressive in the “*size-based recycling*” scenario but not in the “*flat*” *recycling* scenario.

Table 6 shows that on average households living in urban areas are net gainers after recycling while those living in peri-urban or rural zones are net losers. In other words, carbon taxation with recycling implies transferring welfare from peri-urban or rural areas to urban zones. This phenomenon increases with the level of taxation (Table 7). However, within the whole population of peri-urban and rural households, carbon taxation with recycling remains progressive. If revenues are recycled according to households' size, this result also holds for the sub-population of vehicle owners.

**Table 6: Simulation results of the reference scenario<sup>a</sup>**

Quintile	Change in consumer surplus (euros)		Change in consumer surplus/Income (%)		Change in consumer surplus (euros)				Change in consumer surplus/Income (%)			
	Vehicle owners only	All households	Vehicle owners only	All households	Vehicle owners only		All households		Vehicle owners only		All households	
					Urban	Peri. or rural	Urban	Peri. or rural	Urban	Peri. or rural	Urban	Peri. or rural
<b>No recycling</b>												
1	-71	-53	-0.63%	-0.47%	-60	-84	-38	-72	-0.56%	-0.71%	-0.36%	-0.61%
2	-71	-53	-0.41%	-0.30%	-66	-78	-44	-68	-0.38%	-0.44%	-0.26%	-0.38%
3	-79	-68	-0.32%	-0.28%	-68	-93	-55	-89	-0.28%	-0.38%	-0.23%	-0.36%
4	-84	-77	-0.26%	-0.24%	-74	-101	-66	-98	-0.24%	-0.31%	-0.21%	-0.30%
5	-88	-75	-0.19%	-0.16%	-79	-114	-65	-111	-0.16%	-0.25%	-0.13%	-0.24%
All	-79	-65	-0.36%	-0.29%	-71	-92	-54	-84	-0.30%	-0.44%	-0.23%	-0.40%
<b>“Flat” recycling</b>												
1	-8	11	-0.07%	0.17%	4	-20	26	-8	0.04%	-0.18%	0.32%	-0.04%
2	-8	11	-0.04%	0.11%	-2	-15	20	-4	-0.01%	-0.08%	0.17%	0.00%
3	-15	-5	-0.06%	-0.01%	-4	-30	9	-25	-0.02%	-0.12%	0.05%	-0.10%
4	-20	-13	-0.06%	-0.04%	-11	-38	-2	-34	-0.03%	-0.12%	0.00%	-0.10%
5	-24	-12	-0.05%	-0.02%	-16	-50	-1	-47	-0.03%	-0.10%	0.00%	-0.10%
All	-15	-1	-0.06%	0.04%	-7	-28	10	-20	-0.02%	-0.12%	0.10%	-0.06%
<b>“Size-based” recycling</b>												
1	5	19	0.05%	0.23%	14	-5	29	4	0.13%	-0.04%	0.34%	0.07%
2	-5	8	-0.03%	0.07%	-2	-11	14	-3	-0.01%	-0.06%	0.12%	0.00%
3	-11	-4	-0.05%	-0.01%	-2	-24	8	-21	-0.01%	-0.10%	0.04%	-0.08%
4	-20	-14	-0.06%	-0.04%	-12	-34	-5	-31	-0.04%	-0.11%	-0.01%	-0.10%
5	-27	-16	-0.06%	-0.03%	-19	-52	-7	-49	-0.04%	-0.11%	-0.01%	-0.10%
All	-12	-1	-0.03%	0.05%	-6	-22	7	-16	0.00%	-0.08%	0.09%	-0.03%

<sup>a</sup>The tax is set to €0.071 per litre of gasoline and €0.081 per litre of diesel (2006€), and is imposed on top of existing taxes.

**Table 7: Simulation results of the “High” scenario<sup>a</sup>**

Quintile	Change in consumer surplus (euros)		Change in consumer surplus/Income (%)		Change in consumer surplus (euros)				Change in consumer surplus/Income (%)			
	Vehicle owners only	All households	Vehicle owners only	All households	Vehicle owners only		All households		Vehicle owners only		All households	
					Urban	Peri. or rural	Urban	Peri. or rural	Urban	Peri. or rural	Urban	Peri. or rural
<b>No recycling</b>												
1	-123	-91	-1.10%	-0.81%	-103	-145	-66	-125	-0.97%	-1.23%	-0.62%	-1.06%
2	-124	-92	-0.71%	-0.52%	-114	-136	-76	-117	-0.67%	-0.76%	-0.44%	-0.66%
3	-136	-118	-0.56%	-0.49%	-118	-162	-95	-154	-0.49%	-0.65%	-0.40%	-0.62%
4	-146	-133	-0.46%	-0.42%	-129	-176	-114	-169	-0.41%	-0.53%	-0.36%	-0.52%
5	-153	-131	-0.32%	-0.28%	-138	-197	-113	-192	-0.29%	-0.43%	-0.23%	-0.42%
All	-137	-112	-0.62%	-0.51%	-122	-160	-93	-146	-0.53%	-0.76%	-0.40%	-0.69%
<b>"Flat" recycling</b>												
1	-14	19	-0.12%	0.28%	7	-35	44	-15	0.06%	-0.31%	0.55%	-0.07%
2	-14	18	-0.08%	0.18%	-5	-26	34	-7	-0.03%	-0.15%	0.29%	0.00%
3	-27	-9	-0.11%	-0.02%	-8	-52	15	-45	-0.03%	-0.21%	0.09%	-0.18%
4	-36	-23	-0.11%	-0.06%	-19	-66	-4	-60	-0.06%	-0.21%	0.00%	-0.18%
5	-43	-21	-0.09%	-0.04%	-28	-87	-3	-82	-0.06%	-0.18%	0.00%	-0.17%
All	-27	-2	-0.10%	0.07%	-12	-50	17	-36	-0.03%	-0.22%	0.18%	-0.11%
<b>"Size-based" recycling</b>												
1	9	32	0.08%	0.39%	24	-9	50	7	0.21%	-0.08%	0.59%	0.12%
2	-10	13	-0.06%	0.12%	-3	-19	24	-7	-0.02%	-0.11%	0.21%	-0.01%
3	-20	-7	-0.08%	-0.02%	-4	-43	13	-37	-0.02%	-0.18%	0.07%	-0.15%
4	-35	-24	-0.11%	-0.07%	-21	-60	-9	-55	-0.07%	-0.19%	-0.02%	-0.17%
5	-48	-29	-0.10%	-0.06%	-34	-90	-13	-86	-0.07%	-0.19%	-0.02%	-0.18%
All	-21	-2	-0.06%	0.08%	-11	-40	12	-29	-0.01%	-0.14%	0.15%	-0.06%

<sup>a</sup> The tax is set to €0.124 per litre of gasoline and €0.140 per litre of diesel (2006€), and is imposed on top of existing taxes.



5.3.2. *Distributive impact of a carbon tax in the Paris Region considering the benefits from congestion reduction*

Table 8 first gives the distribution of impacts generated by carbon pricing for the residents of the Paris Region only, without considering the benefits from congestion reduction. As expected the average welfare loss induced by the carbon tax is smaller in the Paris Region. Motorised household lose €69 on average vs €79 for the whole country. This is so because household that live close to Paris tend to drive fewer kilometres and to be more price sensitive – thanks to a better access to public transport. If non-motorised household are also considered, the average loss is €45 for those living in the Paris Region vs €65 for the whole country. Such difference reflects the fact that Paris Region residents are less dependent on cars. However, even if the magnitude of losses differs between the Paris Region and France, the distribution of losses is virtually the same.

**Table 8: Simulation results of the reference scenario<sup>a</sup> for the Paris Region population only**

Quintile	Change in consumer surplus (euros)		Change in consumer surplus/Income (%)	
	Vehicle owners only	All households	Vehicle owners only	All households
1	-66	-37	-0.42%	-0.23%
2	-57	-36	-0.24%	-0.15%
3	-70	-42	-0.24%	-0.14%
4	-72	-55	-0.19%	-0.15%
5	-76	-54	-0.12%	-0.09%
All	-69	-46	-0.23%	-0.15%

<sup>a</sup> The tax is set to €0.071 per litre of gasoline and €0.081 per litre of diesel (2006€), and is imposed on top of existing taxes.

Consider now the benefits induced by the reduction of congestion. According to our simulations, the introduction of a carbon tax of 7 cents per litre of gasoline and 8 cents per litre of diesel leads to a 1.7% reduction of total traffic in the Paris Region. This leads, in turn, to an average reduction in travel time of 0.4%. Table 9 presents the benefits, in monetary terms, induced by the reductions in travel time.

Depending on the values of travel time considered, the carbon tax leads to average benefits of €7 to €12 a year for motorised households, and 6 to €11 if all households are considered. Compared to the average costs induced by the tax, i.e., €69 for motorised households and €46 for the whole population (see Table 8), the benefits induced by the congestion reduction are not negligible. They represent from 10% to 24% of average costs, depending on assumptions about VOT and the population considered.

As regards equity, Table 9 shows that the benefits clearly increase with income. This result is quite intuitive. Richer households, which drive more and have higher values of travel time, benefit more from the speed increases. However if the benefits are expressed as a percentage of income the poorest households gain more. Then taking into account the benefits from congestion reduction mitigates the regressivity of the fuel tax before revenue recycling.

This result is robust to the set of VOT considered. In particular, it holds using Bureau and Glachant's (2008) values where the VOT of the richest households is more than twice the VOT of the poorest. Our findings support Parry et al.'s (2007) suggestion that low-income groups may benefit more (relative to their income) from the mitigation of congestion.

Also, it is worth noticing that this result goes in the same direction than Pearce's (2003) conclusion for environmental externalities: "overall, while the evidence is limited, the general thrust of the literature is that, for individual goods, the income elasticity of [the willingness to pay for environmental improvements] is less than unity. The recent empirical work tends to support [the] suggestion that the impression that environmental quality is an 'elitist' good is not justified. The implication for policy is that environmental policy is probably biased towards benefiting the poor rather than the rich."

**Table 9: Welfare impacts induced by the reductions in travel time**

Quintile	“Low VOT”				“High VOT”			
	Change in consumer surplus (euros)		Change in consumer surplus/Income (‰)		Change in consumer surplus (euros)		Change in consumer surplus/Income (‰)	
	Vehicle owners only	All households	Vehicle owners only	All households	Vehicle owners only	All households	Vehicle owners only	All households
1	4	3	0.29‰	0.27‰	11	9	0.74‰	0.67‰
2	5	5	0.23‰	0.21‰	11	10	0.49‰	0.45‰
3	6	5	0.20‰	0.19‰	11	10	0.38‰	0.37‰
4	8	8	0.22‰	0.21‰	13	13	0.35‰	0.33‰
5	9	9	0.15‰	0.14‰	13	12	0.21‰	0.20‰
All	7	6	0.21‰	0.20‰	12	11	0.40‰	0.39‰

*Notes:* Gains are induced by reductions in travel time following a 1.7% reduction in traffic due to the introduction of a carbon tax of €0.071 per litre of gasoline and €0.081 per litre of diesel (2006€), imposed on top of existing taxes.

## 6. Conclusion

This paper analyses the distributional effects of alternative scenarios of carbon taxes on private vehicle fuels in France. The methodology is based on a car use model that is estimated using disaggregated panel data from 2003 to 2006. Panel data is particularly suitable for estimating the car use model as it allows controlling for the inherent endogeneity of motorisation choices.

We have simulated the impact of a carbon tax on car fuels of €31 per tonne of CO<sub>2</sub>. It corresponds to an additional tax of around 7 euro-cents per litre of gasoline and 8 cents per litre of diesel. It is the official figure to be considered in France when making environmental evaluation of public policies. It was determined in order to achieve the European objective of a 20% reduction in greenhouse gases emissions by 2020, compared to 1990 levels.

According to our calculations, this tax induces an average loss of €79 per motorised household, €65 if all households are considered. This loss increases with income. It costs €71 for motorised households of the first income quintile against €88 for those of the fifth quintile. Three elements explain this result: the wealthiest households own more cars, drive more and are less price sensitive.

Conclusions are reversed if losses are expressed in proportion to income. The poorest households lose 6.3‰ of their income against 1.9‰ for the wealthiest. The carbon tax is then regressive.

The tax impact varies also with residential location. Unsurprisingly, peri-urban and rural households lose more than urban ones, even after controlling for income. The difference is striking for the poorest households. Households of quintile 1 that live in peri-urban or rural areas lose 90% more than other households of quintile 1 (€72 vs €38).

However, the distributional effects of tax payments represent only one side of the problem. We tried to measure also the distributional effect of the additional revenues generated by the tax. We concentrated on revenue-neutral schemes where revenues are returned in equal amount to every household or according to the number of consumption units in the household. In our simulations, the amount redistributed is €64 (for every household in the first case; on average in the second case).

Taking into account such recycling, the carbon tax distributional pattern is in favour of the poorest. Their net gain is about €11 to €19, depending on the recycling method, while the wealthiest households lose around €12 to €16. This carbon tax is then progressive. Note that this phenomenon increases with the level of carbon taxation. Besides, urban households are net gainers while peri-urban or rural households are net losers.

An important contribution of the paper is that we consider the benefits induced by the reduction of congestion due to the introduction of the carbon tax. We show that taking into account those benefits mitigates the regressivity of the fuel tax before revenue recycling. Prior studies do not take this effect into account and then potentially overestimate the regressivity of fuel taxation.

Some limitations in our approach deserve mention. First, although the model allows households to respond to the additional taxation by reducing the number of kilometres they drive, we do not consider potential responses in terms of changes of fleet size and/or composition. Second, we use a partial equilibrium model. A full evaluation of the carbon tax would ideally require a general equilibrium framework.

Finally, we rely on a basic traffic model – a simple speed-flow relationship – to calculate the time savings induced by the carbon tax.

## References of Chapter 2

Bento, A. M., Goulder, L. H., Jacobsen, M. R., and von Haefen, R. H. (2009), Distributional and Efficiency Impacts of Increased U.S. Gasoline Taxes, *American Economic Review*, 99 (3), 667-699.

Bento, A. M., Goulder, L. H., Henry, E., Jacobsen, M. R. and von Haefen, R. H. (2005), Distributional and Efficiency Impacts of Gasoline Taxes: An Econometrically Based Multi-market Study, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 95(2), 282-287.

Berkowitz, M. K., Gallini, N. T., Miller, E. J., Wolfe, R. A. (1990), Disaggregate Analysis of the Demand for Gasoline, *Canadian Journal of Economics*, 23 (2), 253-275.

Berri, A. (2005), Dynamiques de la motorisation et des dépenses de transport des ménages - Analyses sur données individuelles et semi-agrégées, Thèse de Doctorat, Université de Paris 1 – Panthéon – Sorbonne.

Blow, L. and I. Crawford (1997), The Distributional Effects of Taxes on Private Motoring, *Commentary N° 65*, The Institute for Fiscal Studies, London.

Bureau, B. and Glachant, M. (2008), Distributional effects of road pricing: Assessment of nine scenarios for Paris, *Transportation Research Part A*, 42 (7), 994-1008.

CAS (2008), La valeur tutélaire du carbone, Centre d'Analyse Stratégique, Rapport de la Commission présidée par Alain Quinet, juin.

Commissariat Général du Plan (2001), Transports : choix des investissements et coût des nuisances, Paris, June.

Delft (2008), Handbook on estimation of external costs in the transport sector - Produced within the study Internalisation Measures and Policies for All external Cost of Transport (IMPACT), Version 1.1.

De Palma, A. and Fontan, C. (2001), Choix modal et valeurs du temps en Ile-de-France, *Recherche Transport Sécurité*, 71, 24-46.

Dubin, J.A. and McFadden, D.L. (1984), An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption, *Econometrica*, 52 (2), 345– 362.

Goldberg, P.K. (1998), The Effects of the Corporate Average Fuel Efficiency Standards in the US, *The Journal of Industrial Economics*, 46 (1), 1-33.

Goodwin, P., Dargay, J. and Hanly, M. (2004), Elasticities of Road Traffic and Fuel Consumption with Respect to Price and Income: A Review, *Transport Reviews*, 24(3), 275–292.

Graham, D. J. and Glaister, S. (2002), The demand for automobile fuel: a survey of elasticities, *Journal of Transport Economics and Policy*, 36(1), 1-26.

Hensher, D.A., Smith, N.C., Milthorpe, F.W., Barnard, P., (1992), Dimensions of Automobile Demand: A Longitudinal Study of Household Automobile Ownership and Use, North Holland.

Mannering, F. and Winston, C. (1985), A dynamic empirical analysis of household vehicle ownership and utilization, *RAND Journal of Economics*, 16 (2), 213-236.

Nijman, T. and Verbeek, M. (1992), Nonresponse in Panel Data: The Impact on Estimates of a Life Cycle Consumption Function, *Journal of Applied Econometrics*, 7(3), 243-57.

OECD (2006), *OECD in Figures*, 2006-2007 Edition.

Parry, I. W. H., Walls, M. and Harrington, W. (2007), Automobile Externalities and Policies, *Journal of Economic Literature*, 45(2), 373–399.

Pearce, D. (2003), Conceptual framework for analysing the distributive impacts of environmental policies, Prepared for the OECD Environment Directorate Workshop On The Distribution of Benefits and Costs of Environmental Policies, Paris March 2003, Revised and final copy, April 2003.

Poterba, J. M. (1991), Is the Gasoline Tax Regressive?, *Tax Policy and the Economy* 5: Vol. 5, MIT Press, Boston, 145– 164.

Røed Larsen E. (2006), Distributional Effects of Environmental Taxes on Transportation: Evidence from Engel Curves in the United States, *Journal of Consumer Policy*, 29 (3), 301-318.

Santos, G. and T. Catchesides (2005), Distributional Consequences of Gasoline Taxation in the United Kingdom, *Transportation Research Record*, 1924, 103-111.

Small, K. A. and Verhoef, T. V. (2007), *The economics of urban transportation*, London and New York: Routledge.

Train, K. (1986), *Qualitative Choice Analysis: Theory, Econometrics, and an Application to Automobile Demand*, The MIT Press, Cambridge, MA.

UNITE (2003), *UNITE: UNification of accounts and marginal costs for Transport Efficiency*, Final Report for Publication, Prepared for the European Commission, Fifth Framework RTD Programme.

West, S. E. (2004), *Distributional Effects of Alternative Vehicle Pollution Control Policies*, *Journal of Public Economics*, 88(3-4), 735-57.

Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press – Cambridge, Massachusetts – London, England.

## Appendix

### **Appendix A: More on the values of travel time used in the simulations**

This Appendix gives some more details on the values of travel time we use in the simulations. As stated in the core of text, Bureau and Glachant (2008) and De Palma and Fontan (2001) produce substantially different levels for values of travel time. Three reasons may partly explain such difference. First, Bureau and Glachant use the 2001-2002 Global Transport Survey while De Palma and Fontan use the 1997 Global Transport Survey. Second, both papers produce values of travel time for commuters but De Palma and Fontan focus on the morning peak while Bureau and Glachant consider the whole day. Finally, both papers estimate mode choice models but specify the utility functions differently. Bureau and Glachant estimate a mode choice model that is not linear in income while the results we take from De Palma and Fontan do not include income effects.<sup>47</sup>

---

<sup>47</sup> In fact, De Palma and Fontan estimate several models with various specifications (Logit, Probit, Mixed Logit and a Logit with an income effects). But only the Logit and Probit are used to produce values of travel time for different income groups that we can reuse in our simulations (taking the average of the two).



## Appendix B: Regression results including Paris Region specific effects

<i>Variables</i>	FE	
p*ONE*PARIS	-50,875**	(23167)
p*TWO*PARIS	-78,738**	(35582)
p*INCOME*ONE*PARIS	0.419	(0.267)
p*INCOME*TWO*PARIS	0.459	(0.535)
p*ONE*FR	-38,364**	(16546)
p*TWO*FR	-77,647***	(27416)
p*INCOME*ONE*FR	0.505**	(0.204)
p*INCOME*TWO*FR	0.510	(0.429)
TWO	11700.8***	(3259.1)
DOWNMARKET	-469.7	(1105.7)
MIDRANGE	270.2	(943.6)
UTILITY	-1507.2	(1279.1)
DOWN_DOWN	-603.0	(2955.3)
DOWN_MID	110.2	(2774.4)
DOWN_UP	2965.8	(2827.3)
MID_MID	-214.6	(2854.0)
MID_UP	542.2	(3143.9)
UTILITY_2V	2118.2	(2825.0)
NEW	341.9*	(182.4)
OLD_NEW	153.4	(398.8)
NEW_NEW	3034.9	(2190.1)
NB_ADULTS	997.1**	(421.9)
Q2	-433.0*	(257.3)
Q3	-487.3	(297.0)
Q4	-483.4	(349.7)
Q5	-774.7*	(449.3)
SUBURB	-341.3	(1063.2)
PERIURBAN	2609.6**	(1069.0)
RURAL	5987.4***	(1963.8)
ADD	-2513.3***	(661.4)
SEP	1752.9**	(738.0)
YEAR04	-7.2	(122.8)
YEAR05	-171.9	(192.6)
YEAR06	-445.2**	(221.3)
PARIS	1607.5	(2197.5)
CONSTANT	12330.0***	(1919.5)
Observations	7915	
R2	0.36	

*Notes:* FE estimator is used. Dependent variable is KM. PARIS=1 if the household lives in the Paris Region, 0 otherwise. FR=1 if the household lives anywhere in France but in the Paris Region. Robust standard errors in parentheses. \* indicate significance at the 10% level. \*\* Idem, 5%. \*\*\* Idem, 1%.



## Chapitre 3 :

# Distributional effects of public transport policies in the Paris Region\*

### 1. Introduction

The promotion of public transport is increasingly considered as a key instrument to tackle externalities associated with automobile use (e.g., local and global pollution, congestion, accidents). Offering appealing fares, increasing the frequency of service or building new infrastructures, increase the attractiveness of public transportation and then create an incentive for motorists to switch to buses or rail.

The improvement of public transport services is also supported on social grounds, with the argument that it will first benefit the poorest households that cannot afford driving a car. However, arguments leading to opposite conclusions are also available. For instance high property prices force the poorest households to settle in the suburbs where the supply of public transport is scarcer than in the city centre. Poor households may thus be excluded from improvements in public transport services. Also, high-income travellers have generally higher values of travel time. Accordingly, they may benefit the most from increased frequencies of service. In the end, the distributional impact of improving public transport services is not clear-cut. Since

---

\* We thank the Ile-de-France Regional Directorate for the Equipment (DREIF) for the provision of data. Financial support was provided by the French Ministry of Transport (PREDIT research program) and by the Ile-de-France Region (Réseau de Recherche sur le Développement Soutenable, R2DS). This chapter is also available with another layout as: Bureau, B. and Glachant, M. (2009), Distributional effects of public transport policies in the Paris Region, CERNA Working Paper.

distributional concerns are often central to transport policy discussions, the incidence of public transport policies warrants rigorous examination.

From an economic point of view, increasing the attractiveness of public transportation can be achieved through three main channels: decreasing the financial cost of trips, lowering their time cost, and improving comfort – for instance, via more spacious buses or air-conditioned trains. In this paper, we focus on the first two options. First, we investigate the distributive impact of a scenario of fare adjustment in the Paris Region. Then, we simulate the impacts of speed increases for various modes: bus in the city centre, bus in the suburbs, Metro and suburban rail.<sup>48</sup> We use disaggregated data from the 2001-2002 Paris Region Global Transport Survey matched with fare data from the Paris Region Public Transport Authority (STIF). Values of travel times that vary with income are also used to monetise time savings.

As compared to the extensive literature dealing with the distributional effects of car taxation<sup>49</sup>, much less is known about the equity of public transport policies. A few papers that analyse car taxation also consider public transport. This is the case of Berri (2005) and Purwanto (2004) for France, Aasness and Røed Larsen (2003) for Norway and Røed Larsen (2006) for the US. Another paper by Asensio et al. (2003) is dedicated to the distributive effects of subsidies to public transport services in Spain. However, because they rely on consumer expenditure surveys, those studies are only able to consider the distributional effects of fare adjustments (induced by subsidies in Asensio et al., 2003, or taxes in the other four studies).

A further difference with earlier work is that we do not restrict the analysis to the distribution of benefits across income groups. We explore also how the benefits are distributed across households that differ by residential location.

Practically, we use two indicators to assess the distributional properties of the scenarios. First we explore how the gains are distributed across individuals that differ

---

<sup>48</sup> We deliberately choose to focus on the distributive impacts of public transport policies prized by policymakers without exploring the question of their economic efficiency. Although a major issue, a rigorous treatment of that question would require another study on its own.

<sup>49</sup> In particular, two policies have received great attention: fuel taxation (e.g., Bento et al., 2009, Blow and Crawford, 1997, Poterba, 1991, Røed Larsen, 2006, Santos and Catchesides, 2005) and road pricing (e.g., Bureau and Glachant, 2008, Eliasson and Mattsson, 2006, Karlström and Franklin, 2009, Maruyama and Sumalee, 2007, Raux and Souche, 2004).

by income and/or residential location (city centre, inner suburbs, and outer suburbs). The aim is to identify the magnitude of the potential redistribution between income groups or residential locations. Second, we study the relationship between the individual benefits, expressed as a percentage of income, and income. The second indicator is usually referred to as regressiveness in public economics.

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 presents the case-study area and the scenarios considered. Section 3 describes the methodology we use to simulate the different scenarios. Section 4 discusses the data. Section 5 presents and interprets the results. The last section concludes.

## **2. Case-study area and scenarios considered**

### ***2.1. The Paris Region***

The Paris Region (or *Ile-de-France*) is a vast area of 12,011 sq km and 11.3 millions inhabitants. Figure 1 shows that the city of Paris (or Paris *intra-muros*) is only a small part of that area with a surface of 105 sq km and 2.1 millions inhabitants. The suburbs surrounding Paris are generally divided in two parts: the “inner suburbs” (or *Petite Couronne*) with a surface of 657 sq km and 4.2 millions inhabitants, and the “outer suburbs” (or *Grande Couronne*) with a surface of 11,249 sq km and 5.0 millions inhabitants.

The Paris Region accounts for 19% of the French population, 29% of GDP, 27% of higher education students, and 39% of R&D staff. The region accounts for 4% of the EU27 GDP.<sup>50</sup>

---

<sup>50</sup> Mid-2000's figures from the National Institute of Statistics and Economic Studies (INSEE) website ([www.insee.fr](http://www.insee.fr))

**Figure 1 : The Paris Region**

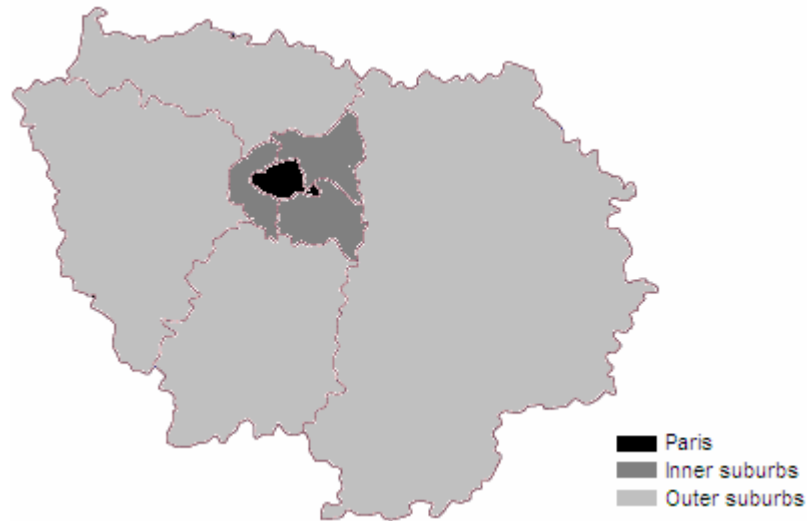


Table 10 gives an overview of the use of public transport in the Paris Region for different income groups and residential locations. It shows that 31% of individuals in the Paris Region use public transport to travel on a typical weekday. The figure is fairly stable across income groups but varies a lot according to the residential location: 52% for Parisians, 33% for the inhabitants of the inner suburbs and 20% for the inhabitants of the outer suburbs. Rail modes are more used than bus whatever the income group or the residential location. These patterns will have crucial consequences on our results.

Table 10 shows finally that walking and driving are the most used travel modes in the Paris Region. As expected, car use increases with income and is more important in the suburbs. Conversely, walking decreases with income and is more important in Paris.

Improving public transportation is the main instrument used in the Paris Region to tackle automobile externalities. For instance, an on-going 610 millions euros program aims at creating dedicated bus lanes and preferential treatment of buses at intersections (“Mobilien” program). In March 2009, President Sarkozy also announced an investment plan of 35 billions euros in the next decades to improve public transport in the Region.

**Table 10 : Proportion of residents using different transport modes in the Paris Region (%)**

	All	Income group					Residential location		
		1	2	3	4	5	Paris	Inner sub.	Outer sub.
Public transport	31	33	28	30	32	33	52	33	20
<i>Suburban rail</i>	13	11	12	14	14	15	8	14	14
<i>Metro</i>	17	15	14	16	19	22	40	17	6
<i>Bus suburbs</i>	12	17	13	12	11	7	3	18	11
<i>Bus Paris</i>	5	5	4	5	6	7	20	3	1
Car	51	33	48	56	60	61	25	48	65
Walking	58	70	59	54	54	53	80	62	44

Source: Global Transport Survey 2001-2002

## 2.2. Scenarios considered

Five scenarios are considered. The first one simulates a 10% reduction for all public transport fares, i.e., single journey fares and passes.<sup>51</sup> Table 11 then describes the four scenarios of speed increase in public transport. We consider successively an increase of 10% for buses in Paris, 10% for buses in the suburbs, 5% for the Metro, and 5% for suburban rail. For buses, 10% corresponds to the magnitude of increases observed on existing lines affected by the on-going “Mobilien” program. This program is supported by the national Government and local authorities and aims at creating dedicated bus lanes and preferential treatment of buses at intersections.

Expected speed increases are more difficult to define for rail modes. The first driverless (automated) Metro line was created in 1998 (Line 14), leading to a speed increase of 60% compared to other existing lines in Paris (40 km/h vs 25 km/h). However, it is certainly a poor benchmark as such technology is too costly to be extended in the short or medium run to the whole network<sup>52</sup>. It does not mean, on the other hand, that no improvements can be made. Room exists for increasing the frequency of service on existing lines. Such increase is often demanded by users and

<sup>51</sup> Note that it is not possible to discriminate price cuts by public transport mode as most tickets and passes allow using different modes.

<sup>52</sup> Such important speed increase also depends on the particular layout of line 14 which presents a more important spacing between stations than other lines.

elected representatives. At the end, we choose to simulate a moderate 5% speed increase.

**Table 11: Description of the four scenarios of speed increase**

Scenario name	Description of the network supporting the speed increase	Simulated speed increase	Nb. lines / Total length (KM) / Nb. stops <sup>a</sup>	Operators <sup>a</sup>
Metro 5	The Paris Metro: mostly underground, most of the stations are in Paris, fewer in the inner suburbs	5%	16 / 211 / 381	RATP
Suburban Rail 5	“RER” + “Transilien” networks: “RER” are trains that run far into the suburbs with fewer stops within Paris. “Transilien” are train lines connecting Paris' main stations to the suburbs not reached by the “RER”	5%	10 / 1,411 / 452	RATP, SNCF
Bus Paris 10	Buses within Paris	10%	59 / 568 / 1,274	RATP
Bus suburbs 10	Buses outside Paris	10%	1,312 / 20,051 / 24,201	RATP, TRA, OPTILE

<sup>a</sup> Source: STIF (2005)

### 3. Methodology

For each scenario, we proceed in two stages. First, we calculate the benefits induced by the scenario at the individual level. Second, we examine the distribution of benefits among individuals. This section presents how we calculate the benefits.

#### 3.1. Benefits induced by a fare reduction

The Global Transport Survey gives a precise description of the different trips made by surveyed individuals within a day. It details the frequency and the type of ticket used for each trip (e.g., single journey fare, annual pass). Using additional information on public transport fares, we are then able to calculate each individual's annual spending on public transport. In this context, the gain induced by a fare reduction is simply the related savings on public transport annual expenditures.



### ***3.2. Benefits induced by an increase in the speed of public transport***

To calculate the benefits induced by an increase in the speed of public transport, the procedure is first to calculate induced time savings at the individual level and then to monetise it using values of travel time (VOT). Details on the calculation of the time savings are given in the Appendix. Individual time savings are monetised using values of travel time from Bureau and Glachant (2008) and De Palma and Fontan (2001). Both papers provide values of travel time for commuters that vary with income and that are specific to the Paris Region. Table 12 presents these values per quintile of income. Income group 1 includes the 20% of individuals having the lowest income; quintiles 1 and 2 include the 40% of individuals having the lowest income, etc. Table 12 shows that the two papers propose substantially different set of values. De Palma and Fontan propose higher values on average: around 15€/h vs 8€/h for Bureau and Glachant. On the other hand, the latter give relatively higher VOT to high-income travellers compared to low-income ones. As there are no obvious reasons to prefer one to the other, we consider the two sets of values for purpose of sensitivity analysis<sup>53</sup>. In the remaining of the paper, we refer to Bureau and Glachant's results as "low VOT" and to De Palma and Fontan's as "high VOT".

Whatever the set of values considered Table 12 shows a clear and positive relationship between income and VOT. This is particularly noticeable in the "low VOT" case: the VOT of the wealthiest individuals is almost twice the VOT of the poorest. Then not considering values of time that vary with income would lead to substantial biases in assessing the distributional effects of time savings.

The two papers provide values of travel time for commuters only. However, empirical findings converge to suggest that the value of travel time savings is lower for non-work purposes than for commuting (see e.g., Small and Verhoef, 2007). The difference varies according to studies and locations. In this paper, we consider that values of travel time for "other purposes" are 45% below that for commuting. This is the ratio recommended by Commissariat Général du Plan (2001, p. 42) for the Paris Region.

---

<sup>53</sup> Potential reasons for differences between the two studies are discussed in the Appendix.

**Table 12 : Values of travel time for different groups of travellers (2002 € per hour)**

Income group	Low value <sup>a</sup>	High value <sup>b</sup>
1	6.0	13.3
2	7.2	14.2
3	8.0	14.9
4	9.9	15.8
5	11.4	16.1
All	8.2	14.9

<sup>a</sup> Bureau and Glachant (2008, Table 3)

<sup>b</sup> Author's calculation using initial figures from De Palma and Fontan (2001, Table 3) – which give values of travel time for solely three groups of household's income.

### ***3.3. Discussion of the key assumptions***

In this section, we discuss in details the main restrictive assumptions. Like earlier work, we assume that individuals' behaviour is constant. Individuals do not respond to changes in generalized costs, whether induced by variations in fares or speed. This is clearly a restrictive assumption as rational travellers are expected to increase their public transport consumption as generalised costs decrease. This assumption is common to all studies dealing with the distributional effects of public transport policies but its impact is rarely discussed. Not considering choice adjustments will lead to an underestimation of individuals' gains. The remaining of the section shows that it is not as problematic as it may seem at first glance.

Biases induced by the constant behaviour assumption depend on three related factors. First, on the magnitude of the price elasticity of the demand for public transport: the smaller the elasticity, the smaller the bias. Second, it depends on how this elasticity varies with income: the smaller the variation, the smaller the bias. Third, it depends on the magnitude of the change in generalised cost we choose to simulate. Let us consider those three points successively.

First, existing studies show that the demand for public transport is fairly inelastic in the short run. Matas (2004) finds short run elasticities of -0.21 for buses and -0.37 for underground in Spain. Dargay and Hanly (2002) find short run elasticities for local buses in English metropolitan areas of -0.26. A review of older studies by Goodwin (1992) considers -0.3 as a reasonable figure for buses in the short run, while -0.4 is the upper bound for underground railway. If we consider these figures as proxies for Paris

and use the rule of half, it is easy to calculate the average gain of travellers taking into account their response to the price reduction. Comparing this figure to the result obtained under the constant behaviour assumption gives an idea of the bias introduced by our simplifying assumption. Let us consider the example of a 10% fare cut for the Metro. Considering a price elasticity of -0.4, the initial price of a trip by Metro (around €1 on average) and the initial demand for Metro (around 4.7 trips per capita, per month), the constant behaviour assumption leads to an underestimation of welfare changes of 2% on average, which is fairly limited.

This is not the end of the story however. Elasticity may vary with income leading to higher biases for the most elastic income groups. To our knowledge, no existing studies examine the relationship between income and public transport price elasticity. Some studies exist however for car use demand which may provide a rough benchmark for public transport. Bureau (2009) for France shows that the price elasticity of car use is 55% bigger, in absolute value, for the poorest households compared to the wealthiest. West (2004) for the US shows that it is approximately 80% bigger for the poorest households. If we use the latter ratio as a proxy in our Metro example, it leads to an underestimation of welfare changes of 2.9% on average for poorest households and 1.5% for the wealthiest. As we will see it later, the results of our simulations are clear enough to remain robust to such limited biases.

Finally, as we will see it in the next section, we simulate price changes that are fairly limited: first, a 10% reduction of fares; then speed increases that translate into generalised cost reductions of 4% to 8% according to the scenario and the set of VOT considered.

In line with earlier work, we focus on the partial equilibrium incidence of the cost variations. A full evaluation would ideally require a general equilibrium framework, in particular to assess the distributive impacts of financing the fare cuts and the higher speeds. It would also make sense to investigate how changes in property values tend to shift the distribution of benefits induced by the improvements of public transport services. Besides, lower generalised costs for public transport discourage automobile use, thereby reducing external costs from pollution, traffic accidents and traffic congestion. A full evaluation would then also require a precise knowledge of the

distribution of non-market benefits between income groups. Such tasks are beyond the scope of the paper.

## **4. Data**

We use disaggregated data from the 2001-2002 Global Transport Survey (*Enquête Globale Transport Ile-de-France 2001-2002*). This survey allows us to follow and analyse trip patterns in the Paris Region. The sample surveyed is representative of the Paris Region population with respect to social and geographical characteristics. 10,500 households were surveyed between October 2001 and April 2002. Each member of the household, older than 6, is interviewed about all the trips she/he made the day before the survey. For each trip, a broad variety of data is available, for example: time of departure and arrival, trip purpose, origin, destination and mode(s) used. General household characteristics are also described (e.g., size, location, income) as well as characteristics of each member (e.g., age, sex, profession).

Additionally the Paris Region Public Transport Authority (STIF) provided the data on public transport fares in force in July 2001.

## **5. Results**

### ***5.1. Reduction in public transport fares***

#### *5.1.1. Effects across income groups*

Table 13 presents the distribution of gains induced by a 10% reduction in public transport fares. Considering the sub-population of public transport users first, Table 13 shows that the gains are pretty homogenous among income groups, around 28 euros per year. How can we explain this result? First note that 84% of the public transport trips in the region are made with a pass. So the results in Table 13 primarily reflect the impact of the fare reduction on pass holders. Pass fares depend on the number of zones covered

by the pass (from 2 to 8)<sup>54</sup>. This number of zones being very uniform among the different income groups, the benefits induced by the fare reduction tend to be also homogenous.

Besides, the uniform distribution of benefits is the result of two opposite effects. First, employers located in the Paris Region are legally constrained to finance 50% of the season tickets expenses of their employees. Consequently, employees bear relatively low public transport expenses and then do not benefit much from the fare reduction. Because the proportion of employees increases with income (35% in quintile 1 and 74% in quintile 5), gains decrease with income. On the other hand, the poorest individuals are more likely to be eligible for discount seasonal tickets (e.g., students, pensioners), then they benefit less from the fare reduction. Table 13 shows that the two effects cancel out.

Conclusions do not evolve much when all individuals are considered (rather than public transport users alone). The distribution of gains remains pretty homogenous between income groups (11 euros per year). This is so because the proportion of individuals using public transport to travel does not vary much across income groups (see Table 10).

If the gains are similar among income groups, they mechanically represent a higher proportion of income for poorest individuals. Reducing public transport fares is then progressive.

This result is in line with previous work on the topic. Berri (2005) and Purwanto (2004) show that a *tax* on public transport in the Paris Region would be regressive. Aasness and Røed Larsen (2003) for Norway and Røed Larsen (2006) for the US demonstrate that a *tax* on public transportation would be regressive. Asensio et al. (2003) explain that urban transport subsidies have a progressive character in Spain. The sole divergent result is proposed by Berri (2005) which shows that a *tax* on local public transportation is fairly neutral if the whole France is considered (not only the Paris Region).

---

<sup>54</sup> Since 2007, the Region is divided into six zones. But eight zones existed in 2001-2002 when the Global Transport Survey was carried out.

**Table 13: Average gains by income group per year**

		Income groups				
	Avg.	1	2	3	4	5
<i>Gain (euros)</i>						
Users only	28	28	27	27	27	28
All individuals	11	12	10	10	11	11
<i>Gain / Income (%)</i>						
Users only	0.28%	0.70%	0.26%	0.18%	0.13%	0.08%
All individuals	0.11%	0.30%	0.10%	0.07%	0.05%	0.03%

### 5.1.2. Effects across residential locations

Figure 2 shows the gains by residential location and income for the sub-population of public transport users. Residential location seems to be a more important determinant of gain than income: there is greater variation in gains across residential locations than across income groups. This reflects the fact that much of the welfare impact is determined by the number of zones covered by passes, and the differences in the number of zones across residential locations are much larger than the differences in the number of zones across income groups, after controlling for residential location.

Figure 3 presents the gains for the whole population. It shows notably that the Parisians are the main gainers while the outer suburbs inhabitants gain the least whatever the income group. This reflects the fact that the use of public transport decreases as people live farther away from Paris (see Table 10).

Figure 2 : Average gain of public transport users (€/year) by income group and residential location

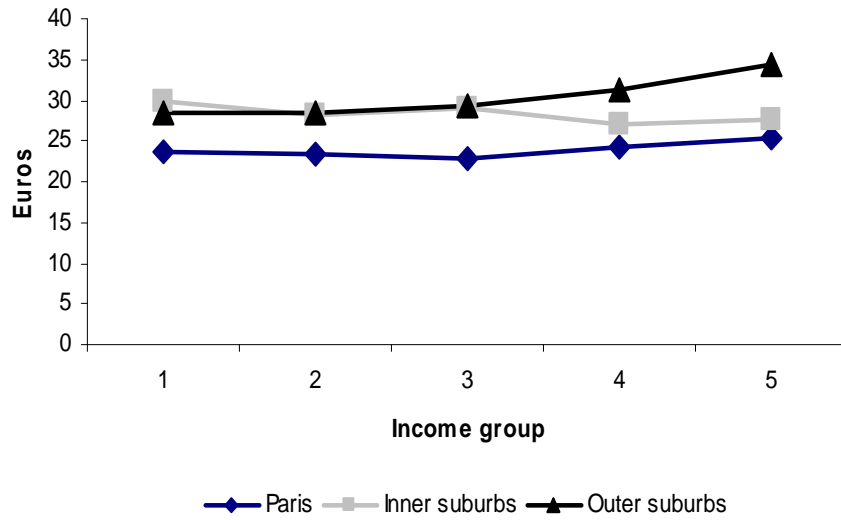
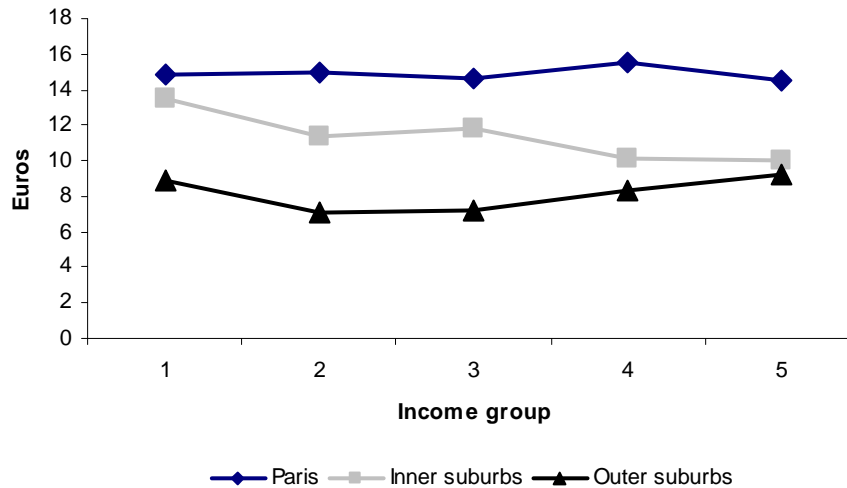


Figure 3: Average gain (€/year) when all individuals are considered, by income group and residential location



## 5.2. Scenarios of speed increase

### 5.2.1. Effects across income groups

Detailed results of the different scenarios are presented in the appendix (Tables C-1 to C-4). The first important result is that the four scenarios produce substantial gains for public transport users whatever the values of travel time considered. Average annual gains spread from €43 to €149 according to the scenario and the set of VOT considered.

This is not negligible knowing that the scenarios have been calibrated to be fairly realistic.

Let us now consider how the levels of gain vary with the level of income. For a start, we focus on the averages of the gains obtained with the two sets of VOT (“high” and “low”). To allow comparison between the scenarios, Figure 4 presents the gains per income group in relation to the gains of income group 1. It shows that, whatever the scenario, individuals of income group 1 are those who gain the least. The reason is that they have lower values of time while they globally travel the same number of kilometres by public transport than other income groups.

More generally, the gains tend to increase with income whatever the scenario. However, the correlation between gains and income is much weaker for the “Suburban Bus 10” scenario than for the two rail scenarios. The former is then more favourable to the poorest individuals. The “Bus Paris 10” scenario is an intermediate case. In this scenario the relationship between gains and income is more ambiguous as individuals of quintile 1 and quintile 4 basically enjoy the same benefits. This is due to the atypical use of bus by individuals of quintile 4. They travel much less kilometres by bus in Paris than other income groups. More precisely, they tend to use more the bus for irregular trips (e.g., shopping) than for daily trips. Consequently, they benefit less from the improvement in bus service. This result is pretty surprising and quintile 4 admittedly looks like an outlier in Figure 4. A careful look at the data did not allow us to explain this output. In particular, the individuals concerned do not exhibit specific characteristics (age, number of children, residential location, etc.) that may explain the result.

Do conclusions evolve if we consider all individuals, rather than public transport users alone? First, average gains are mechanically smaller, from €3 to €19 according to the scenario and the set of VOT considered. Regarding the distributive effects, Figure 5 presents the average gains per income group in relation to the gains of income group 1. The “Suburban Bus 10” is again the best scenario for the poorest. “Metro 5” and “Suburban Rail 5” are the less equitable options, while “Bus Paris 5” is in intermediate position. Table 10 helps understanding those results. It shows that the proportion of individuals using suburban buses – that is, the proportion of individuals who benefit



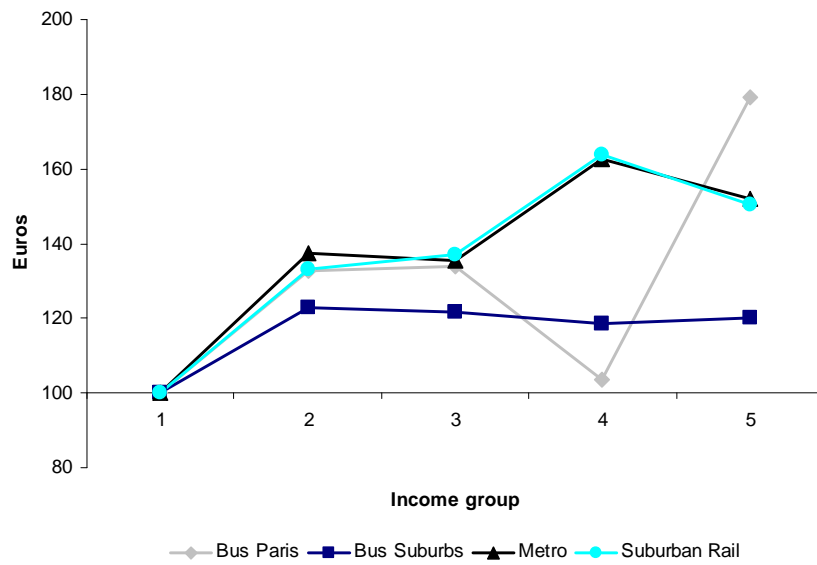
from the fare cut for suburban buses – sharply decreases with income. Conversely, the proportion of individuals using any of the other public transport modes increases with income.

Finally, when considering the gains in percentage of income, Tables C-1 to C-4 in the Appendix show that low-incomes gain more than richer individuals whatever the scenario. Therefore, increasing public transport speed is progressive, whatever the mode.

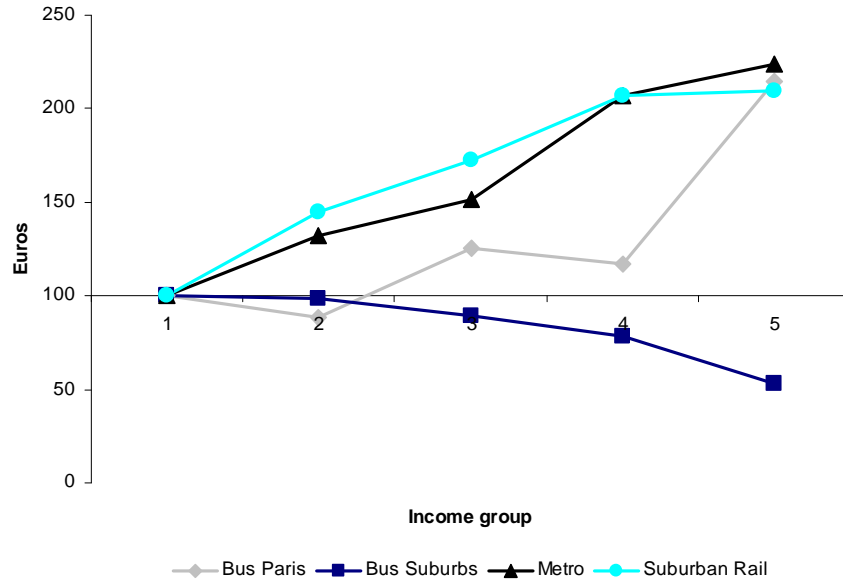
What is the most progressive scenario? Figure 6 and Figure 7 compare the gains in proportion to income for the different quintiles (quintile 1 = 100) for the sub-population of public transport users and the whole population respectively. Figure 6 does not exhibit sharp differences between scenarios when only public transport users are taken into account. However, the ranking between the different scenarios is not ambiguous when all individuals are considered (Figure 7). The scenario “Suburban Bus 10” is clearly the most progressive. The two rail scenarios are the least progressive, while the “Bus Paris 10” is in intermediate position.

All the results of this subsection are qualitatively robust to the set of VOT considered (“high” or “low”). However, as one may expect, each scenario is slightly less progressive under the “low VOT” assumption as it gives relatively higher VOT to high-income individuals.

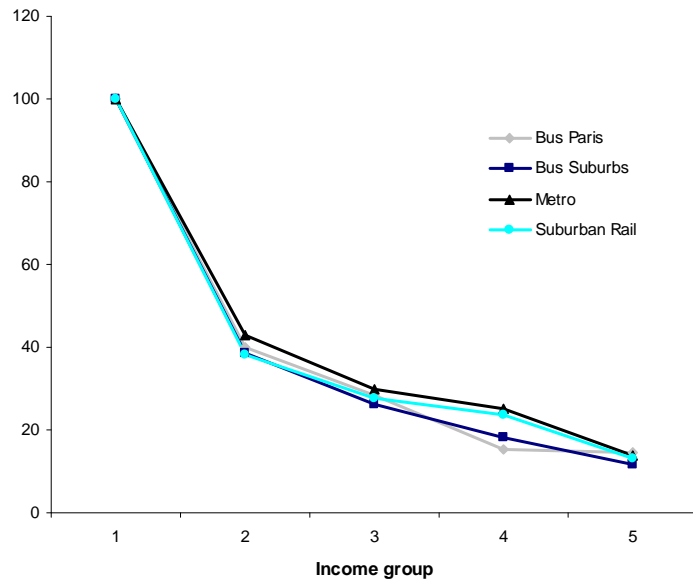
**Figure 4: Average gain of public transport users, by income group (income group 1 = 100)**



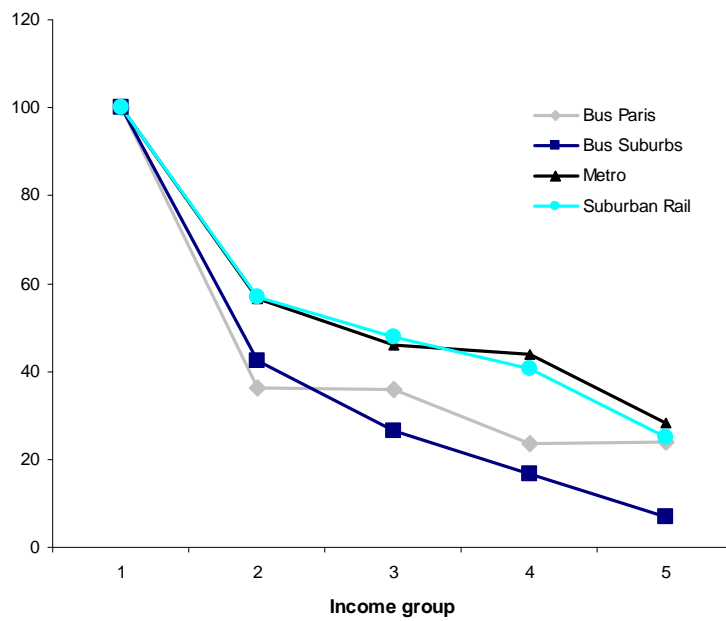
**Figure 5: Average gain when all individuals are considered, by income group (income group 1 = 100)**



**Figure 6 : Gain in proportion to income of public transport users, by income group (income group 1 = 100)**



**Figure 7: Gain in proportion to income when all individuals are considered, by income group (income group 1 = 100)**



### 5.2.2. *Effects across residential locations*

Table 14 shows the gains by residential location and income. It reveals three main results. First, residential location seems to be a strong determinant of gains whatever the scenario. It is clearly a more important determinant than income when all individuals are considered: there is greater variation in gains across residential locations than across income groups<sup>55</sup>. This reflects the fact that the differences in public transport use (in terms of proportion of individuals using public transport to travel) across residential locations are much stronger than the differences across income groups. Residential location seems also to be a strong determinant of gains when public transport users alone are considered, but its relative importance compared to income is not clear-cut.

Second, when public transport users alone are considered, individuals that live in the suburbs are those who benefit the most from the time savings whatever the scenario. This reflects the fact that those individuals travel more kilometres with public transport than Parisians.

Finally, when all individuals are considered, the Parisians are the main gainers for the “Metro 5” and “Bus Paris 10” scenarios, while the inhabitants of the suburbs gain the most for the “Suburban Rail 5” and “Bus Suburbs 10” scenarios. Such distribution is not surprising. This reflects the fact that the proportion of individuals using the Metro or the bus in Paris is more important in Paris (the majority of the Metro stations are in, or very close to, Paris) while the proportion of individuals using suburban rail or bus is more important in the suburbs.

Again, all the results are qualitatively robust to the set of VOT considered. Moreover, all the results of the simulations carried out in this paper are clear enough to remain robust to the limited biases induced by our constant behaviour assumption (cf. section 2.3).

---

<sup>55</sup> To make comparisons easier, Table 14 reports coefficients of variation (i.e., the ratio of the standard deviation to the mean) for each set of gains. It allows comparing the variations in gains across residential location, holding income fixed, and the variations in gains across income groups, holding residential location fixed. The larger the coefficient of variation, the larger the dispersion of gains.

**Table 14: Average gain (€/year) by income group and residential location**

Public transport users only							All individuals						
<b>Bus Paris</b>							<b>Bus Paris</b>						
	Income group					<i>cv</i>		Income group					<i>cv</i>
	1	2	3	4	5		1	2	3	4	5		
<b>Paris</b>	46	63	67	55	109	0.4	<b>Paris</b>	10	10	15	12	17	0.3
<b>Inner sub.</b>	71	96	118	76	91	0.2	<b>Inner sub.</b>	3	3	3	2	3	0.1
<b>Outer sub.</b>	150	113	46	64	68	0.5	<b>Outer sub.</b>	1	0	0	1	1	0.4
<i>cv</i>	0.6	0.3	0.5	0.2	0.2		<i>cv</i>	1.1	1.1	1.3	1.2	1.2	
<b>Bus Suburbs</b>							<b>Bus Suburbs</b>						
	1	2	3	4	5	<i>cv</i>		1	2	3	4	5	<i>cv</i>
<b>Paris</b>	65	72	40	98	122	0.4	<b>Paris</b>	2	2	1	3	3	0.3
<b>Inner sub.</b>	89	112	108	106	112	0.1	<b>Inner sub.</b>	22	22	20	17	11	0.2
<b>Outer sub.</b>	91	110	118	107	99	0.1	<b>Outer sub.</b>	13	12	12	11	9	0.1
<i>cv</i>	0.2	0.2	0.5	0.0	0.1		<i>cv</i>	0.8	0.8	0.9	0.7	0.6	
<b>Metro</b>							<b>Metro</b>						
	1	2	3	4	5	<i>cv</i>		1	2	3	4	5	<i>cv</i>
<b>Paris</b>	39	55	54	67	66	0.2	<b>Paris</b>	15	20	23	29	25	0.2
<b>Inner sub.</b>	48	65	64	87	74	0.2	<b>Inner sub.</b>	8	11	10	15	15	0.3
<b>Outer sub.</b>	31	44	52	37	41	0.2	<b>Outer sub.</b>	1	2	3	3	4	0.4
<i>cv</i>	0.2	0.2	0.1	0.4	0.3		<i>cv</i>	0.9	0.8	0.8	0.9	0.7	
<b>Suburban Rail</b>							<b>Suburban Rail</b>						
	1	2	3	4	5	<i>cv</i>		1	2	3	4	5	<i>cv</i>
<b>Paris</b>	37	89	57	111	77	0.4	<b>Paris</b>	3	7	4	9	7	0.4
<b>Inner sub.</b>	78	83	99	116	120	0.2	<b>Inner sub.</b>	8	11	15	16	19	0.3
<b>Outer sub.</b>	101	149	145	163	156	0.2	<b>Outer sub.</b>	13	18	21	27	30	0.3
<i>cv</i>	0.5	0.3	0.4	0.2	0.3		<i>cv</i>	0.6	0.5	0.6	0.5	0.6	

*Notes:* Gains are the averages of the gains obtained with the two sets of VOT (“high” and “low”). “*cv*” stands for “coefficient of variation”, the ratio of the standard deviation to the mean. It is used here as an indicator of variation in gains across income groups, holding residential location fixed; and as an indicator of variation in gains across residential location, holding income fixed.

### 5.3. Comparison of price and speed scenarios

Let us now compare the distributive impacts of a fall in price with the impact of a speed increase. As noted in the preceding subsections, both approaches are progressive. However, a reduction in fares is clearly the most progressive option.

The reason is straightforward. Richer individuals have higher values of travel time and then benefit more from time savings. Accordingly, the gains (€) induced by the scenarios of speed increase tend to increase with income, while the gains induced by a

reduction in fares are pretty homogenous across income groups. When the gains are expressed as a proportion of income, the reduction in fares is then more progressive.

This result should not be over-interpreted however. It states only that the position of the poorest individuals *relative to* the richest is better under the fare cut scenario. However, it says nothing about the scenario that gives the higher *level* of gain to the poorest individuals. To do so, one would need to calibrate the scenarios so that they reflect the same amount of investment. For instance, one could compare the distributive impacts of investing 100 millions euros to cut public transport fares or to increase bus speed. This is beyond the scope of the paper.

## 6. Conclusion

This paper examines the distributional effects of alternative scenarios of urban public transport policies in the Paris Region using disaggregated data from the Global Transport Survey 2001-2002. In addition to a scenario of fare adjustment, we simulate the impacts of speed increases for various public transport modes.

We find that a 10% reduction in public transport fares induces gains that are pretty homogenous across income groups: around 28 euros per year for public transport users, or 11 euros when all individuals are considered. Accordingly, those gains represent a larger proportion of income for poorest individuals. Reducing public transport fares is then progressive. This conclusion is similar to that of previous studies on the topic.

Looking for a more comprehensive assessment of distributional impacts, the paper explores how the benefits are distributed across residential locations. We find that residential location is a more important determinant of gains than income.

We show also that the four scenarios of speed increase produce substantial gains for public transport users: from €43 to €149 per year according to the scenario and the assumptions on values of time considered. This is not negligible given that the scenarios have been calibrated to be fairly realistic: a 5% increase for rail modes, a 10% increase for buses.

Whatever the mode, the poorest individuals are those who gain the least from an increase in public transport speed when public transport users alone are considered. The result even holds for the two rail scenarios when all individuals are considered.

However, conclusions change if the gains are expressed as a proportion of income. In this case, increasing the speed of public transport is progressive, whatever the mode and the population considered. The most progressive option is to increase the speed of buses in the suburbs, while targeting the metro or the suburban rail are the least progressive alternatives. Increasing the speed of buses in the city centre is in intermediate position.

We show at last that a fall in fares is more progressive than an increase in public transport speed. The main reason is that the benefits induced by a speed increase depend on individuals' values travel of time which are an increasing function of income.

Finally, let us discuss certain limitations of our approach. This paper neglects the fact that lower generalised costs for public transport discourage automobile use, thereby reducing external costs from pollution, traffic accidents and traffic congestion. A full evaluation would require a precise knowledge of the distribution of non-market benefits between income groups. Recent empirical work tends to contradict the widespread idea that environmental quality is an "elitist" good. The implication is that environmental policy is probably biased towards benefiting the poor rather than the rich (Pearce, 2003). Regarding congestion, Parry et al. (2007) suggest that low-income groups may benefit more (relative to their income) from the mitigation of congestion, as kilometres driven by car and values of travel time decline relative to income for wealthier households.

More generally, the analysis undertaken here is short run and partial equilibrium in nature. Future research might consider the partial equilibrium incidence of public transport policies in the long run, where individuals respond to adjustments in generalised costs by increasing their consumption of public transport, by reducing the number of kilometres they drive, or by changing the size or composition of their car fleet. Other research might conduct incidence analysis in a general equilibrium context in order to assess the distributive impacts of financing fare cuts or improvements in public transport services.

### References of Chapter 3

Aasness, J. and E. Røed Larsen (2003), Distributional Effects of Environmental Taxes on Transportation, *Journal of Consumer Policy*, 26(3), 279-300.

Asensio, J., Matas, A. and Raymond, J.L. (2003), Redistributive effects of subsidies to urban public transport in Spain, *Transport Reviews*, 23 (4), 433-452.

Bento, A. M., Goulder, L. H., Jacobsen, M. R., and von Haefen, R. H. (2009), Distributional and Efficiency Impacts of Increased U.S. Gasoline Taxes, *American Economic Review*, 99 (3), 667-699.

Berri, A. (2005), Dynamiques de la motorisation et des dépenses de transport des ménages - Analyses sur données individuelles et semi-agrégées, Thèse de Doctorat, Université de Paris 1 – Panthéon – Sorbonne.

Blow, L. and I. Crawford (1997), The Distributional Effects of Taxes on Private Motoring, *Commentary N° 65*, The Institute for Fiscal Studies, London.

Bureau, B. (2009), Distributional effects of a carbon tax on car fuels in France, CERNA Working Paper.

Bureau, B. and Glachant, M. (2008), Distributional effects of road pricing: Assessment of nine scenarios for Paris, *Transportation Research Part A*, 42 (7), 994-1008.

Commissariat Général du Plan (2001), *Transports : choix des investissements et coût des nuisances*, Paris, June.

Dargay J. M. and Hanly M. (2002), The Demand for Local Bus Services in England, *Journal of Transport Economics and Policy*, 36 (1), 73-91.

De Palma, A. and Fontan, C. (2001), Choix modal et valeurs du temps en Ile-de-France, *Recherche Transport Sécurité*, 71, 24-46.

Eliasson, J. and Mattsson, L.G. (2006), Equity Effects of Congestion Pricing, *Transportation Research Part A*, 40 (7), 602-20.

Goodwin, P. B. (1992), A review of new demand elasticities with special reference to short and long run effects of price changes, *Journal of Transport Economics and Policy*, 26(1), 155-169.

Karlström, A. and Franklin, J. P. (2009), Behavioral adjustments and equity effects of congestion pricing: Analysis of morning commutes during the Stockholm Trial, *Transportation Research Part A*, 43 (3), 283-296.



Maruyama, T. and Sumalee, A. (2007), Efficiency and equity comparison of cordon- and area-based road pricing schemes using a trip-chain equilibrium model, *Transportation Research Part A*, 41, 655–671.

Matas, A. (2004), Demand and Revenue Implications of an Integrated Public Transport Policy: The Case of Madrid, *Transport Reviews*, 24 (2), 195 – 217.

Parry, I. W. H., Walls, M. and Harrington, W. (2007), Automobile Externalities and Policies, *Journal of Economic Literature*, 45(2), 373–399.

Pearce, D. (2003), Conceptual framework for analysing the distributive impacts of environmental policies, Prepared for the OECD Environment Directorate Workshop On The Distribution of Benefits and Costs of Environmental Policies, Paris March 2003, Revised and final copy, April 2003.

Poterba, J. M. (1991), Is the Gasoline Tax Regressive?, *Tax Policy and the Economy* 5: Vol. 5, MIT Press, Boston, 145– 164.

Purwanto, A. J. (2004), Dynamique des inégalités entre les Franciliens face aux Transports, Thèse de Doctorat, Université Lumière Lyon 2.

Raux, C. and Souche, M. (2004) The acceptability of urban road pricing, *Journal of Transport Economics and Policy*, 38(2), 191-216.

Røed Larsen E. (2006), Distributional Effects of Environmental Taxes on Transportation: Evidence from Engel Curves in the United States, *Journal of Consumer Policy*, 29 (3), 301-318.

Santos, G. and T. Catchesides (2005), Distributional Consequences of Gasoline Taxation in the United Kingdom, *Transportation Research Record*, 1924, 103-111.

Small, K. A. and Verhoef, T. V. (2007), *The economics of urban transportation*, London and New York: Routledge.

STIF (2005), *Les transports en commun en chiffres en Ile-de-France*, Paris.

West, S. E. (2004), Distributional Effects of Alternative Vehicle Pollution Control Policies, *Journal of Public Economics*, 88(3-4), 735-57.

# Appendix

## Appendix A: Calculation of time savings induced by the scenarios of speed increase

This appendix presents the methodology used to calculate the time savings induced by the scenarios of speed increase.

In the Global Transport Survey, a trip is defined as a displacement with a goal (e.g., commuting, shopping, school, leisure, etc.) of an individual from an origin to a destination. It is made using one or several transport modes. The Global Transport Survey gives the distance and the duration of each trip. It is then possible to calculate an average speed for the trip. But the Survey does not give the duration for each transport mode. It gives the distance made with this mode only. It is then impossible to calculate the speed with this mode directly. This is a problem because more than 80% of trips that are made (totally or partially) using public transports, are made with several transport modes. So analysing scenarios of speed variation and reasoning at the trip level would not make sense. Then we need to estimate speeds at the transport mode level. To do so, we consider the following hierarchy between speeds for the different transport modes:

- Suburban rail speed =  $4.9 \times$  walking speed
- Underground speed =  $2.5 \times$  walking speed
- Suburban bus speed =  $1.8 \times$  walking speed
- Bus in Paris speed =  $1.6 \times$  walking speed
- Car speed =  $4.8 \times$  walking speed
- Other modes speed =  $3.7 \times$  walking speed

This hierarchy is determined by observed speeds at the trip level where the considered mode is the main mode used in the trip.

Using the total duration of the trip, the distance made with each transport mode and the hierarchy of speeds, we can estimate the speed of each transport mode. Using

this speed and the distance made with the transport mode, we can finally calculate times savings for each transport mode used during the trip.

### **Appendix B: More details on the values of time used in the simulations**

This appendix gives some more details on the values of travel time we use in the simulations. As stated in the core of text, Bureau and Glachant (2008) and De Palma and Fontan (2001) produce substantially different levels for values of travel time. Three reasons may partly explain such difference. First, Bureau and Glachant use the 2001-2002 Global Transport Survey while De Palma and Fontan use the 1997 Global Transport Survey. Second, both papers produce values of travel time for commuters but De Palma and Fontan focus on the morning peak while Bureau and Glachant consider the whole day. Finally, both papers estimate mode choice models but specify the utility functions differently. Bureau and Glachant estimate a mode choice model that is not linear in income while the results we take from De Palma and Fontan do not include income effects.<sup>56</sup>

---

<sup>56</sup> In fact, De Palma and Fontan estimate several models with various specifications (Logit, Probit, Mixed Logit and a Logit with income effects). But only the Logit and Probit are used in their paper to produce values of travel time for different income groups that we can reuse in our simulations (taking the average of the two).

## Appendix C: Gains from the four speed increase scenarios

**Table C-1 - Average gains by income group per year – “Bus Paris 10” scenario**

	Income group					
	All	1	2	3	4	5
<i>Gain (euros)</i>						
Users only						
High VOT	95	78	101	99	73	120
Low VOT	56	36	51	54	46	85
Avg.	75	57	76	77	59	103
All individuals						
High VOT	5	4	4	5	5	8
Low VOT	3	2	2	3	3	6
Avg.	4	3	3	4	4	7
<i>Gain / Income (%)</i>						
Users only						
High VOT	0.78%	1.84%	0.98%	0.68%	0.34%	0.31%
Low VOT	0.41%	0.87%	0.49%	0.36%	0.22%	0.22%
Avg.	0.60%	1.35%	0.73%	0.52%	0.28%	0.27%
All individuals						
High VOT	0.04%	0.10%	0.04%	0.03%	0.02%	0.02%
Low VOT	0.02%	0.05%	0.02%	0.02%	0.01%	0.01%
Avg.	0.03%	0.07%	0.03%	0.03%	0.02%	0.02%

**Table C-2 - Average gains by income group per year – “Bus Suburbs 10” scenario**

	Income group					
	All	1	2	3	4	5
<i>Gain (euros)</i>						
Users only						
High VOT	134	123	146	142	130	126
Low VOT	73	55	73	75	81	89
Avg.	104	89	110	109	106	107
All individuals						
High VOT	16	20	19	17	14	9
Low VOT	9	9	10	9	9	6
Avg.	12	15	15	13	12	8
<i>Gain / Income (%)</i>						
Users only						
High VOT	1.43%	2.81%	1.44%	0.97%	0.63%	0.38%
Low VOT	0.71%	1.28%	0.72%	0.51%	0.39%	0.27%
Avg.	1.07%	2.05%	1.08%	0.74%	0.51%	0.33%
All individuals						
High VOT	0.17%	0.46%	0.19%	0.12%	0.07%	0.03%
Low VOT	0.08%	0.21%	0.10%	0.06%	0.04%	0.02%
Avg.	0.13%	0.34%	0.14%	0.09%	0.06%	0.02%

**Table C-3 - Average gains by income group per year – “Bus Metro 5” scenario**

	Income group					
	All	1	2	3	4	5
<i>Gain (euros)</i>						
Users only						
Low VOT	43	26	39	40	53	53
High VOT	73	58	77	74	84	75
Avg.	58	42	58	57	69	64
All individuals						
High VOT	12	8	11	12	16	16
Low VOT	7	4	5	7	10	11
Avg.	10	6	8	9	13	14
<i>Gain / Income (%)</i>						
Users only						
High VOT	0.57%	1.29%	0.74%	0.50%	0.40%	0.21%
Low VOT	0.30%	0.60%	0.37%	0.27%	0.25%	0.15%
Avg.	0.44%	0.94%	0.55%	0.39%	0.33%	0.18%
All individuals						
High VOT	0.10%	0.19%	0.10%	0.08%	0.07%	0.05%
Low VOT	0.05%	0.09%	0.05%	0.04%	0.05%	0.03%
Avg.	0.08%	0.14%	0.08%	0.06%	0.06%	0.04%

**Table C-4 - Average gains by income group per year – “Suburban Rail 5” scenario**

	Income group					
	All	1	2	3	4	5
<i>Gain (euros)</i>						
Users only						
High VOT	149	117	152	152	171	150
Low VOT	85	53	75	80	107	106
Avg.	117	85	113	116	139	128
All individuals						
High VOT	19	13	18	21	24	23
Low VOT	11	6	9	11	15	16
Avg.	15	9	13	16	19	19
<i>Gain / Income (%)</i>						
Users only						
High VOT	1.22%	2.86%	1.47%	1.03%	0.83%	0.44%
Low VOT	0.64%	1.32%	0.72%	0.54%	0.52%	0.31%
Avg.	0.93%	2.09%	1.09%	0.79%	0.67%	0.38%
All individuals						
High VOT	0.16%	0.31%	0.17%	0.14%	0.11%	0.07%
Low VOT	0.08%	0.14%	0.09%	0.07%	0.07%	0.05%
Avg.	0.12%	0.23%	0.13%	0.11%	0.09%	0.06%



## Chapitre 4 :

# Evaluation de l'Impact des Politiques « Quartiers Verts » et « Quartiers Tranquilles » sur les Prix de l'Immobilier à Paris\*

### 1. Introduction

Les politiques locales de transport ont un impact direct sur l'environnement urbain des zones concernées (bruit, pollution, congestion, etc.). Elles ont donc en théorie un impact sur le prix des biens immobiliers qui y sont localisés dans la mesure où ce prix prend en compte les caractéristiques intrinsèques des logements (surface, nombre de pièces, etc.) mais aussi leur environnement. Dans cet article, nous cherchons à mesurer cet impact pour deux politiques de la Mairie de Paris : les politiques « Quartiers Tranquilles » et « Quartiers Verts ».

Ces deux politiques ont une philosophie similaire même si la première a été mise en œuvre sous la mandature Tibéri et la seconde sous la première mandature Delanoë. Elles consistent à réaménager certains quartiers afin d'opérer un nouveau partage de la voie publique au profit des modes de circulations douces. Les aménagements réalisés

---

\* Ce chapitre est accepté pour publication et peut être cité comme : Bureau, B. et Glachant, M. (2009), Evaluation de l'impact des politiques « Quartiers Verts » et « Quartiers Tranquilles » sur les prix de l'immobilier à Paris, à paraître dans *Economie et Prévision*. Ce travail a été soutenu financièrement par l'Agence de l'Environnement et de la Maîtrise de l'Energie (ADEME) dans le cadre du Programme de recherche et d'innovation dans les transports terrestres (PREDIT 3) et par la Région Ile-de-France (Réseau de Recherche sur le Développement Durable, R2DS). Les auteurs remercient la Chambre des Notaires de Paris pour la mise à disposition de la base BIEN, la Direction de la Voirie et des Déplacements de la Mairie de Paris pour la fourniture d'informations sur les quartiers verts et tranquilles ainsi que l'Atelier Parisien d'Urbanisme (APUR) pour son aide dans l'identification des périmètres des quartiers verts et tranquilles. Ils remercient également l'Institut d'Aménagement et d'Urbanisme de la Région Ile-de-France (IAURIF) pour la fourniture de données du Mode d'Occupation du Sol avec une mention particulière pour Dany Nguyen-Luong. Ils remercient enfin les deux rapporteurs anonymes qui ont permis d'améliorer sensiblement l'article.

dans ces quartiers sont principalement la limitation de la vitesse à 30 km/h (« Zones 30 »), la suppression de la circulation de transit au profit de la desserte locale, ou encore l'élargissement des trottoirs ou la mise en place de pistes cyclables. Début 2008, il existe à Paris 31 quartiers tranquilles et 36 quartiers verts<sup>57</sup>. Au total, ces zones couvrent environ 18% de la superficie de la capitale.

L'impact des deux politiques est estimé en utilisant la méthode des prix hédoniques. Nous utilisons pour cela les données BIEN de la Chambre des Notaires de Paris qui décrivent le prix de 155 012 ventes d'appartements d'habitation réalisées à Paris entre 1990 et 2005 et un grand nombre de paramètres décrivant le bien vendu (surface, étage, nombre de pièces, etc.). Nous utilisons également des données fournies par l'IAURIF et l'INSEE qui décrivent les variables d'environnement des biens échangés.

D'un point de vue général, analyser l'impact de ce type d'opérations sur les prix de l'immobilier se justifie sur différents plans. Tout d'abord, les collectivités locales sont de plus en plus conscientes des effets potentiels de « gentrification » ou au contraire de « ghettoïsation » de certaines politiques locales de transport. Le raisonnement sous-tendant ces préoccupations est simple. Les choix publics en matière de transport viennent augmenter ou diminuer la qualité des biens immobiliers et donc le prix des logements. Or le prix est un facteur déterminant dans le choix de localisation résidentielle des ménages. Ensuite, les transports collectifs sont à la recherche de financements. Une piste de réflexion, de plus en plus débattue en Ile-de-France, serait de taxer les plus-values immobilières induites par de nouvelles infrastructures de transport<sup>58</sup>. Les politiques « Quartiers Verts » et « Quartiers Tranquilles » ne sont certes pas des politiques d'infrastructure mais, en tant que politiques publiques de transport, elles peuvent légitimement s'inscrire dans une réflexion globale de financement des transports franciliens.

Des études de prix hédoniques ont été réalisées sur des thématiques relativement proches. En France, Boucq et Papon (2007) ont étudié l'impact du tramway T2 dans les

---

<sup>57</sup> Les listes exhaustives des 31 quartiers tranquilles et des 36 quartiers verts sont présentées en annexe.

<sup>58</sup> Lors du conseil du STIF du 12 décembre 2007, le Président de la Région Ile-de-France, Jean-Paul Huchon, a par exemple déclaré qu'il souhaitait explorer la piste de la « taxation des plus-values foncières réalisée grâce au développement des transports en commun ».



Hauts de Seine et Nguyen-Luong (2006) a étudié l'impact du tramway T1 et du RER E (EOLE). D'autres travaux étudient comme nous l'impact de caractéristiques propres à certains quartiers. De nombreuses études américaines analysent ainsi l'impact sur les prix de l'immobilier et du foncier de différentes réglementations sur l'usage des sols (*land use zoning*) (e.g., Ihlanfeldt, 2007, McMillen et McDonald, 2002, Quigley et Rosenthal, 2005). Plus proche de nous, Barthélémy et al. (2007) étudient l'impact sur les prix de l'immobilier de la rénovation du quartier de la Goutte d'Or dans le 18<sup>e</sup> arrondissement de Paris. Enfin, deux études américaines – Song et Napp (2003) et Tu et Eppli (1999) – étudient l'impact sur les prix de l'immobilier du *New Urbanism*. Ce mouvement d'urbanisme vise à lutter contre l'étalement urbain. Il prône de fortes densités, la mixité des activités (résidentielles, commerciales, industrielles), la mise en place de transports publics performants, de pistes cyclables et de voiries adaptées aux piétons.

Par rapport aux travaux existants notre étude se distingue notamment sur deux points. Tout d'abord, nos données sont plus riches. Comme nous le verrons par la suite, nous effectuons nos estimations sur 155 000 transactions immobilières géo-localisées. La géo-localisation nous permet de calculer la distance des logements à différentes aménités comme les stations de métro, les gares ou les jardins publics. Si de telles données sont de plus en plus courantes dans les études américaines, elles restent très rares dans les études françaises. Nous utilisons également des données socio-économiques décrivant le voisinage immédiat des logements à un niveau infra communal très fin (zones IRIS-2000 contenant en moyenne 2200 habitants). Cette richesse limite les risques traditionnellement rencontrés dans la littérature (endogénéité, autocorrélation des résidus, etc.). Par ailleurs, nous étudions l'impact de politiques publiques en disposant de transactions immobilières avant *et* après la mise en place des politiques. Cela nous permet d'effectuer des estimations beaucoup plus précises de l'effet des politiques étudiées. Par manque de données, de nombreuses études se contentent de considérer seulement des transactions immobilières une fois la politique en place.

L'article est structuré de la manière suivante. La section 2 présente les politiques « Quartiers Tranquilles » et « Quartiers Verts ». Les sections 3 et 4 présentent la

méthodologie mise en œuvre et les données utilisées. Les résultats sont présentés dans une cinquième section avant de conclure.

## **2. Les politiques « Quartiers Tranquilles » et « Quartiers Verts »**

Lancé au début des années 1990 sous la mandature de Jacques Chirac, le programme « Quartiers Tranquilles » est principalement mis en œuvre entre 1995 et 2001 sous la mandature de Jean Tiberi. Il s'inscrit dans une démarche d'application du Plan de Déplacements Urbains d'Ile-de-France (PDUIF) qui préconise la mise en place de « Zones 30 » dans les quartiers résidentiels. La politique de quartiers verts prend le relais avec l'élection de Bertrand Delanoë en 2001. Début 2008, il existe 31 quartiers tranquilles et 36 quartiers verts qui couvrent au total environ 18% de la superficie de Paris.

La typologie des aménagements réalisés dans les deux types de quartiers est similaire. Dans toutes les zones, sont instaurés une limitation de la vitesse à 30 km/h et un marquage des entrées et sorties par des passages piétons surélevés. S'ajoutent ensuite selon les quartiers une surélévation des carrefours ou des passages piétons, la création de parcs de stationnement pour deux-roues, le recalibrage des voies ou l'élargissement des trottoirs, la mise en place de ralentisseurs, l'amélioration de l'éclairage public, le renforcement de la présence du végétal, la remise à double sens de voies à sens unique afin de limiter la vitesse de circulation, la facilitation du stationnement des résidents ou encore, la mise en place de couloirs à contresens pour les vélos dans les voies uniques.

Dans la pratique, les aménagements effectivement réalisés mettent en lumière des différences significatives entre les quartiers verts et tranquilles. Le plan de circulation est beaucoup plus souvent repensé dans les quartiers verts, principalement pour casser les itinéraires malins et pour contraindre les automobilistes à se rabattre sur le réseau d'intérêt général. En outre, la doctrine « Quartiers Verts » donne une place beaucoup plus importante au renforcement de la présence du végétal dans les quartiers. Enfin, les quartiers verts sont nettement plus grands que les quartiers tranquilles : 35 hectares en moyenne pour les premiers contre 21 pour les seconds.

Les informations que nous avons pu nous procurer sur les moyens financiers consacrés aux aménagements suggèrent également un effort budgétaire sensiblement plus élevé dans les quartiers verts (Tableau 1). Le budget moyen dans cinq quartiers verts s'élève à 1,8 millions d'euros par quartier soit 55 000 euros par hectare traité alors que le budget moyen pour la quasi-totalité des quartiers tranquilles n'est que de 564 000 euros soit 29 000 euros par hectare. Nous verrons que nos estimations reflètent ces différences.

**Tableau 1 : Budgets moyens pour deux échantillons de quartiers verts et tranquilles**

	<b>Quartiers tranquilles*</b>	<b>Quartiers verts**</b>
Budget moyen par quartier	0,56 million d'euros	1,8 millions d'euros
Budget par hectare	29 000 euros	55 000 euros

\* : Budget prévisionnel moyen pour les 33 quartiers tranquilles des programmes 1997, 1998 et 1999. Source : Direction de la Voirie (2000b, p. 59).

\*\* : Moyenne pour cinq quartiers : Aqueduc (10e), Saint Marthe (10e), Aligre (12e), Alésia-Tombe Isoire (14e), Cortambert (16e). Sources : site web de la Mairie de Paris et plaquettes de présentation des quartiers à l'attention des riverains.

### 3. Méthodologie

Pour évaluer l'impact des deux politiques sur les prix de l'immobilier, nous estimons un modèle de prix hédoniques standard en coupe instantanée en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires. Nous avons écarté les méthodes sur données de panel car le nombre de transactions répétées pour un même bien dans la base de données était trop faible.

#### 3.1. Spécification économétrique

Nous retenons une spécification de l'équation de prix hédonique standard dans la littérature dans laquelle les prix et la surface sont exprimés en logarithme (voir, par exemple, Guttery, 2002, Ihlanfeldt, 2007, Netusil, 2005)<sup>59</sup>. L'équation générale s'écrit :

<sup>59</sup> Les ajustements statistiques des modèles linéaires et log-linéaires ont été comparés. Les coefficients de régression (R2) des deux modèles n'étant pas comparables, nous avons retenu la démarche proposée par Wooldridge (2006) : estimation du prix avec le modèle log-linéaire à partir de la valeur estimée de  $\ln(\text{prix})$  ; le carré du coefficient de corrélation entre le prix estimé et observé peut être comparé avec le R2 obtenu avec le modèle linéaire. Dans tous les cas, le modèle en log s'est révélé plus performant.

$$\ln P = \alpha_0 + \alpha_S \ln S + \alpha_I I + \alpha_E E + \alpha_T T + \beta_1 QT + \beta_2 QV + \gamma_1 zQT + \gamma_2 zQV + \varepsilon$$

$P$  représente le prix de vente,  $S$  la surface habitable,  $I$  un vecteur de caractéristiques intrinsèques (étage, type d'appartement, nombre de pièces, etc.),  $E$  un vecteur de caractéristiques extrinsèques (distances aux aménités les plus proches, quartier administratif, revenu médian des ménages dans le quartier, etc.),  $T$  un vecteur de variables binaires annuelles.

$QT$  et  $QV$  sont les variables principales puisqu'elles décrivent la localisation de la transaction dans un quartier tranquille ou dans un quartier vert. En fait, nous considérons deux variantes :

- Modèle 1 :  $QT$  et  $QV$  sont deux variables binaires égales à 1 si, au moment de la transaction, le logement est dans une zone aménagée en quartier tranquille ( $QT$ ) ou en quartier vert ( $QV$ ) ou en cours d'aménagement. Il s'agit d'apprécier l'effet fixe moyen des aménagements.
- Modèle 2 : Afin de mieux cerner la temporalité de l'impact des aménagements,  $QT$  est un vecteur de variables binaires qui signalent si la transaction a lieu dans une zone qui sera aménagée en quartier tranquille dans un an ( $QT_{-1}$ ), dans une zone en cours d'aménagement ( $QT_0$ ) ou dans un quartier tranquille  $\tau$  année(s) après la fin des travaux :  $QT_{\tau}$ . L'enjeu est de distinguer un éventuel effet d'anticipation l'année précédant le début des travaux, un effet pendant la période de travaux, et les effets chaque année suivant la fin des travaux. Le même principe s'applique pour les quartiers verts pour construire les variables  $QV_{-1}$ ,  $QV_0$  et  $QV_{\tau}$ .

Finalement, les variables  $zQT$  et  $zQV$  sont des variables binaires qui indiquent si la transaction a lieu dans une zone qui, au moment de la transaction, est ou sera un quartier tranquille ou un quartier vert. Ces deux variables visent à contrôler sous la forme d'un effet fixe une spécificité des quartiers verts ou tranquilles qui ne serait pas capturée par les autres variables du modèle. Le raisonnement sous-jacent est le suivant : imaginons par exemple que l'on instaure un quartier tranquille dans un quartier déjà

particulièrement calme sachant que cette caractéristique du logement est mal capturée par les variables du vecteur  $E$  des variables extrinsèques. Ne pas contrôler pour la spécificité de ce quartier conduirait à imputer indûment aux aménagements « Quartiers Tranquilles » les effets du calme sur les prix de l'immobilier.

Tout au long de l'article, nous n'utilisons pas de variables de localisation spécifiques à chaque quartier. Nous estimons ainsi des effets moyens sur *l'ensemble* des quartiers verts et tranquilles et non les impacts dans chaque quartier. Nous avons tenté de mettre en œuvre cette dernière démarche. Les résultats mettent en lumière des impacts très contrastés selon les quartiers. Mais ces résultats sont trop fragiles pour être interprétés. En effet, les coefficients des variables de localisation s'interprètent en toute rigueur comme les variations de prix engendrées par les aménagements réalisés *ou* par des événements exogènes survenus au même moment (par exemple, une rénovation de logements de grande ampleur ou l'ouverture d'une crèche). Même si nous disposons de données très riches, rendant partiellement compte de l'évolution de l'environnement des biens échangés, nous ne pouvons capter tous les événements locaux. Cela rend fragile toute tentative d'estimation au niveau du quartier. En revanche, les estimations sur l'ensemble des quartiers sont moins sujettes à caution. Il semble en effet raisonnable de faire l'hypothèse que, sur un nombre relativement important de quartiers, les événements exogènes au modèle, positifs ou négatifs, se compensent globalement de telle sorte que les coefficients soient de bons estimateurs de l'effet moyen des aménagements « Quartiers Verts » ou « Tranquilles ».

### ***3.2. Echantillons utilisés***

Les modèles 1 et 2 sont estimés sur un premier échantillon (*Echantillon A*) qui décrit les transactions effectuées sur la période 1990-2005 afin d'englober notamment les premiers quartiers tranquilles aménagés en 1994.

Du fait d'un manque d'information sur les dates de travaux, nous écartons les transactions réalisées dans 4 des 31 quartiers tranquilles de Paris<sup>60</sup>. De la même

---

<sup>60</sup> Ne sont pas pris en compte les quartiers tranquilles Saint Louis (4<sup>e</sup>), Saint Séverin (5<sup>e</sup>), Notre Dame des Champs (6<sup>e</sup>) et Plaisance (14<sup>e</sup>).

manière, pour conserver un recul minimum dans l'estimation des effets des quartiers verts, nous ne considérons que les 8 quartiers verts finalisés au plus tard à la fin 2004, c'est-à-dire : Lune (2<sup>e</sup>), Arènes (5<sup>e</sup>), Broca (5<sup>e</sup>), Orillon (11<sup>e</sup>), Aligre (12<sup>e</sup>), Pascal (13<sup>e</sup>), Brochant (17<sup>e</sup>) et Plateau (19<sup>e</sup>). Les quartiers verts Saint Placide (6<sup>e</sup>) et Alésia - Tombe Issoire (14<sup>e</sup>) achevés respectivement en 2003 et 2004 mais qui englobent d'anciens quartiers tranquilles ne sont pas pris en compte. L'enjeu de l'article est en effet d'apprécier de manière séparée l'impact des politiques « Quartiers Tranquilles » et « Quartiers Verts ». Les quartiers ayant bénéficié des deux politiques sont donc exclus de l'analyse pour ne pas biaiser les résultats. Au final, l'échantillon A compte 155 012 transactions sur cette période.

Nous effectuons également nos estimations sur un échantillon B se limitant aux transactions de la période 1998-2005 pour évaluer l'effet des seuls quartiers verts – dont les premiers travaux n'ont débuté qu'en 2001. La taille de l'échantillon est alors de 103 457 observations. Considérer une période plus courte présente au moins trois avantages. Tout d'abord, nous réalisons nos estimations sur un régime stable d'évolution des prix. En effet, l'année 1997 est une année charnière : avant 1997 les prix moyens diminuent ; après 1997, ils augmentent. Par ailleurs, le modèle de base fait l'hypothèse que les prix implicites des différents attributs des logements (surface, localisation, etc.) sont constants dans le temps. Cette hypothèse est manifestement moins forte sur une période d'estimation de huit ans (1998-2005) que sur une période d'estimation de seize ans (1990-2005). Enfin, nous cherchons à estimer l'impact des quartiers verts ou tranquilles par rapport à une référence : les prix observés dans ces quartiers *avant* les réaménagements. En ce qui concerne les quartiers verts, considérer l'échantillon B permet d'utiliser une période de référence plus satisfaisante : grosso modo les cinq années précédant le lancement des premiers travaux (comme dans le cas des quartiers tranquilles avec l'échantillon A). Considérer l'échantillon A implique d'utiliser une période de référence deux fois plus longue qui reflète a priori moins bien les prix observés dans les quartiers avant les réaménagements. Au final, ces différents arguments nous amèneront à préférer l'estimation de l'effet « quartiers verts » réalisée avec l'échantillon B.

$QT$  et  $QV$  sont des variables décrivant des choix (en l'occurrence de la mairie de Paris). Un problème d'endogénéité est donc susceptible d'apparaître dans la mesure où ces variables peuvent être corrélées avec des caractéristiques non observées qui sont donc reléguées dans le terme d'erreur. Nous n'avons pu mettre en œuvre une méthode instrumentale pour contrôler ce problème faute d'instruments valides. Toutefois, la prise en compte dans notre modèle de nombreuses variables spatialisées décrivant l'environnement des logements (cf. section suivante) limite grandement le problème.

Un second problème concerne l'endogénéité potentielle de certaines caractéristiques du logement, comme la surface. L'acheteur choisit en effet simultanément le prix du logement et sa surface. Ces deux choix étant dictés par les caractéristiques personnelles de l'acheteur, il est possible d'observer une corrélation entre le terme d'erreur du modèle et la variable de surface. Faute de bons instruments nous ne pouvons toutefois contrôler ce problème.<sup>61</sup>

## **4. Description des données**

Comme nous l'avons évoqué en introduction, nous avons pu récolter une information très riche sur les prix et les caractéristiques intrinsèques et extrinsèques des logements échangés. La liste des variables, leurs sources ainsi que quelques statistiques descriptives sont présentés dans le Tableau 2 pour les caractéristiques intrinsèques de l'échantillon A et dans le Tableau 3 pour les caractéristiques extrinsèques<sup>62</sup>.

### **4.1. Caractéristiques intrinsèques des logements**

Le prix et les caractéristiques intrinsèques des logements échangés proviennent de la Base d'Informations Economiques Notariales (BIEN) de la Chambre des Notaires de

---

<sup>61</sup> Notons qu'il s'agit d'une limite courante dans la littérature. Par exemple, aucune des études citées en introduction ne traite les problèmes d'endogénéité des caractéristiques du logement et seules deux d'entre elles traitent l'endogénéité d'autres variables. Cavailhès (2005) et Cavailhès et al. (2007) font partie des rares études à traiter le problème d'endogénéité des caractéristiques du logement. Ils mobilisent pour cela des données sur les caractéristiques démographiques et socio-économiques des ménages dont nous ne disposons pas.

<sup>62</sup> Les annexes 3 et 4 donnent le détail des statistiques descriptives selon que le logement soit situé dans un quartier vert, tranquille ou aucun des deux.

Paris. Cette base est constituée à partir des actes de vente qui sont effectivement signés dans les études des notaires. Nous retenons dans nos estimations des variables standards dans ce type d'étude : la surface habitable, l'époque de construction, le nombre de pièces principales, l'étage, la présence d'un ascenseur, d'un garage, l'occupation par un tiers lors de la vente de l'appartement et le type d'appartement (duplex, loft, etc.). La base BIEN nous renseigne également sur le type de voie sur laquelle est situé le logement (avenue, boulevard, etc.). Comme Barthélémy et al. (2007) nous introduisons cette information dans nos régressions.

La base initiale fournie par la Chambre des Notaires de Paris décrit environ 505 000 transactions d'appartements réalisées à Paris intra muros entre 1990 et 2005. Cet échantillon n'est toutefois pas exhaustif. En 2001, le taux de couverture était estimé à environ 89% des transactions mais ce taux a été plus faible dans le passé. Ceci est lié au fait que la base est alimentée par les notaires sur une base volontaire. Il n'y a cependant pas lieu de penser que cet échantillonnage soit non aléatoire.

Nous avons « nettoyé » cet échantillon initial de 505 000 transactions de manière à supprimer les ventes atypiques (viagers, greniers à aménager, surfaces habitables inférieures à 9 m<sup>2</sup>, etc.) ainsi que les 2% de transactions les plus chères et les 2% de transactions les moins chères (au m<sup>2</sup>). Les observations pour lesquelles au moins une variable clé n'est pas renseignée ont également été supprimées.<sup>63</sup>

---

<sup>63</sup> La seule exception concerne la présence d'un ascenseur pour laquelle nous avons recours à des corrections de bon sens en nous inspirant de Barthélémy et al. (2007). Ainsi, si nous savons qu'un immeuble est équipé d'un ascenseur à une date  $t$ , nous considérons que tous les appartements de l'immeuble vendus à une date postérieure bénéficient également de la présence d'un ascenseur.



**Tableau 2 : Définition des variables intrinsèques, sources et statistiques descriptives pour l'échantillon A (1990-2005, 155 012 observations)**

Variable	Définition	Source	Moy.	Ecart type
PRIX	Montant de la vente en euros 2005	BIEN	196420	187393
ln_PRIX	Logarithme naturel du prix de vente	BIEN	11,85	0,82
SURFACE	Surface habitable en m <sup>2</sup>	BIEN	52	36
ln_SURFACE	Logarithme naturel de la surface habitable	BIEN	3,76	0,63
E <sub>j</sub> (j=1,...,9)	= 1 si situé au j-ème étage, 0 sinon	BIEN	n.r.	—
E_ASCENSEUR <sub>i</sub> (j=1, ...,9)	= 1 si situé au j-ème étage avec ascenseur, 0 sinon	BIEN	n.r.	—
2PIECES	= 1 si 2 pièces principales, 0 sinon	BIEN	0,34	—
3PIECES	= 1 si 3 pièces principales, 0 sinon	BIEN	0,22	—
4PIECES	= 1 si 4 pièces principales, 0 sinon	BIEN	0,11	—
5PIECES	= 1 si 5 pièces principales ou +, 0 sinon	BIEN	0,07	—
GARAGE	= 1 si au moins un garage, 0 sinon	BIEN	0,19	—
EPOQUE <sub>j</sub> (j=2, ..., 8)	= 1 si immeuble construit à l'époque j, 0 sinon	BIEN	n.r.	—
ATELIER	= 1 si atelier d'artiste, 0 sinon	BIEN	<0,01	—
CHAMBRE	= 1 si chambre de bonne, 0 sinon	BIEN	0,04	—
DUPLEX	= 1 si duplex, 0 sinon	BIEN	0,02	—
LOGE_GARDIEN	= 1 si loge de gardien, 0 sinon	BIEN	<0,01	—
TRIPLEX	= 1 si triplex, 0 sinon	BIEN	<0,01	—
OCC_TIERS	= 1 si appartement occupé par un tiers, 0 sinon	BIEN	0,05	—
ANNEE <sub>j</sub> (j=91, ...,05)	= 1 si vente effectuée l'année j, 0 sinon	BIEN	n.r.	—
TRIMESTRE <sub>j</sub> (j=2,..., 4)	= 1 si vente effectuée au trimestre j, 0 sinon	BIEN	n.r.	—

n.r. : moyennes non reportées pour alléger la présentation.

#### 4.2. Variables extrinsèques

Elles sont décrites dans le Tableau 3. Le prix d'un bien immobilier dépend de la présence d'aménités à proximité du logement : espaces verts, station de métro, etc. La base BIEN étant géocodée, nous avons pu calculer la distance à vol d'oiseau entre chaque appartement et différentes aménités urbaines décrites dans le Mode d'Occupation du Sol (MOS) de l'IAURIF : distance au parc ou jardin public le plus proche, distance à la première gare, à la première station de métro, au premier collège et au premier lycée. La distance au centre de Paris est également retenue afin de mesurer indirectement le degré d'accessibilité au reste de la capitale et de la région<sup>64</sup>.

<sup>64</sup> Ces distances ont été calculées par D. Nguyen-Luong de l'IAURIF pour quatre années (1990, 1994, 1999 et 2003) afin de capter l'évolution de la distribution spatiale des aménités urbaines. Ne disposant toutefois pas de l'information pour chaque année de la période d'étude, les approximations suivantes sont

Le prix d'un bien immobilier dépend également de caractéristiques socio-économiques de l'environnement immédiat du logement. Sur ce point, l'INSEE fournit des données socio-économiques très fines, à l'échelle infra communale. L'INSEE découpe ainsi Paris en 967 zones IRIS-2000 contenant en moyenne 2 200 habitants. Pour chacune de ces zones, nous utilisons dans les régressions le revenu fiscal médian des ménages dans la zone IRIS-2000 du logement<sup>65</sup>, le pourcentage de jeunes de moins de 18 ans, le pourcentage de personnes ayant un diplôme de niveau Bac+3 et le pourcentage d'étrangers. Pour cette dernière variable, l'idée est de capter l'impact sur les prix de l'immobilier d'un éventuel désir d'entre-soi d'une partie des nationaux. Cette hypothèse trouve notamment sa légitimité dans l'observation d'une ségrégation territoriale très forte en France entre nationaux et étrangers (Maurin, 2004). Notre démarche sur ce point peut être rapprochée des nombreuses études de prix hédoniques américaines qui incluent de manière routinière les pourcentages de noirs, de blancs ou d'hispaniques (par exemple Bowes et Ihlanfeldt, 2001, Chattopadhyay, 1999, Ihlanfeldt, 2007, Song et Knapp, 2003, Zabel et Kiel, 2000). Les pourcentages de logements de différentes époques sont finalement utilisés pour apprécier le style architectural du quartier. En complément des données socio-économiques fournies par l'INSEE, la base BIEN nous renseigne sur l'appartenance du logement à une Zone Urbaine Sensible (ZUS). Nous calculons également la distance à la ZUS la plus proche.

Enfin, comme toutes ces variables ne peuvent capturer intégralement les effets d'environnement et de voisinage, nous introduisons une variable binaire pour 79 des 80 quartiers administratifs de Paris, le quartier de référence étant Saint Germain l'Auxerrois dans le 1<sup>er</sup> arrondissement. Au total, la prise en compte de toutes ces variables spatialisées limite a priori le problème d'autocorrélation spatiale entre les logements situés dans une même zone.

---

retenues : les distances en 1990 pour les transactions immobilières de janvier 1990 à juin 1992 ; les distances en 1994 pour les transactions de juillet 1992 à 1996 ; les distances en 1999 pour les transactions de 1997 à juin 2001 ; et les distances en 2003 pour les transactions de juillet 2001 à 2005.

<sup>65</sup> Comme nous ne disposons que des chiffres pour 2001 et 2002, nous mettons en œuvre les approximations suivantes : les revenus 2001 sont utilisés pour les transactions immobilières de 1990 à 2001 ; les revenus de 2002 sont utilisés pour les transactions immobilières de 2002 à 2005.

**Tableau 3 : Définition des variables extrinsèques, sources et statistiques descriptives pour l'échantillon A (1990-2005, 155 012 observations)**

Variable	Définition	Source	Moy.	Ecart type
dCENTREPARIS	Distance à la Place du Châtelet (x 100 m)	MOS	34,96	12,88
dMETRO	Distance à la station de métro la plus proche (x 100 m)	MOS	2,45	1,44
dGARE	Distance à la gare la plus proche (x 100 m)	MOS	10,42	5,97
dPARC	Distance au parc ou jardin public le plus proche (x 100 m)	MOS	1,11	0,82
dCOLLEGE	Distance au collège le plus proche (x 100 m)	MOS	1,50	1,02
dLYCEE	Distance au lycée le plus proche (x 100 m)	MOS	2,64	1,71
ALLEE	= 1 si situé dans une allée, 0 sinon	BIEN	<0,01	–
AVENUE	= 1 si situé sur une avenue, 0 sinon	BIEN	0,11	–
BOULEVARD	= 1 si situé sur un boulevard, 0 sinon	BIEN	0,09	–
IMPASSE	= 1 si situé dans une impasse, 0 sinon	BIEN	<0,01	–
PASSAGE	= 1 si situé dans un passage, 0 sinon	BIEN	0,01	–
PLACE	= 1 si situé sur une place, 0 sinon	BIEN	0,01	–
SQUARE	= 1 si situé dans un square, 0 sinon	BIEN	0,01	–
VILLA	= 1 si situé dans une villa, 0 sinon	BIEN	0,01	–
%EPOQUE <sub>j</sub> (j=2, ..., 5)	% de logements construits à l'époque k dans la zone IRIS.	INSEE	n.r.	–
REVENU	Revenu par unité de consommation médian dans la zone IRIS (x 1000 €)	INSEE	22,57	6,62
%BAC3	% de la population de 15 ans ou + avec un diplôme Bac+3 ou + dans la zone IRIS	INSEE	0,30	0,08
%JEUNES	% de jeunes dans la zone IRIS	INSEE	0,18	0,04
%ETRANGERS	% d'étrangers dans la zone IRIS	INSEE	0,15	0,06
ZUS	= 1 si situé dans une Zone Urbaine Sensible, 0 sinon	MOS	0,05	–
dZUS	Distance à la Zone Urbaine Sensible la plus proche (x 100 m). dZUS=0 si ZUS=1	MOS	17,77	14,39
QUARTIER <sub>j</sub> (j=2, ..., 80)	=1 si situé dans le j-ième quartier administratif, 0 sinon	BIEN	n.r.	–

n.r. : moyennes non reportées pour alléger la présentation.

### ***4.3. Caractéristiques des quartiers verts et tranquilles***

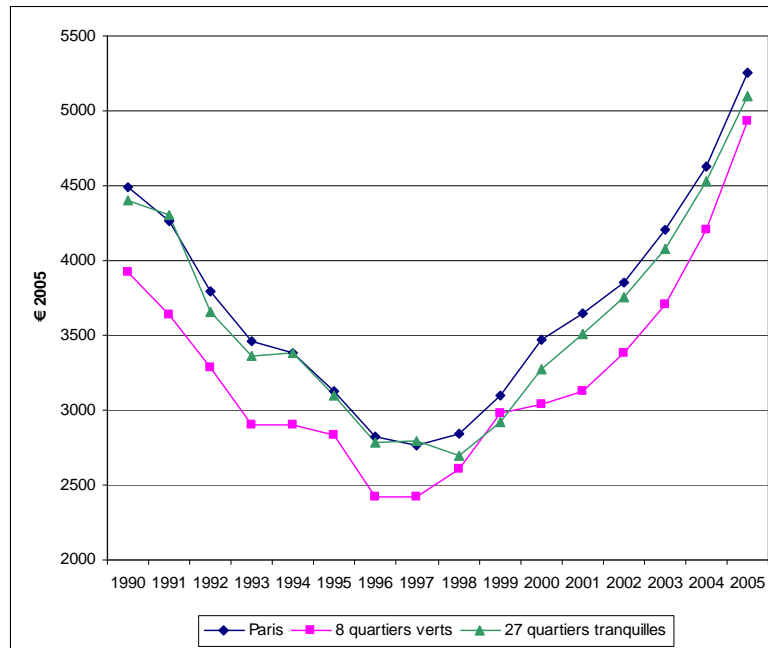
Les données concernant les périmètres précis des quartiers verts et tranquilles nous ont été fournies par l'Atelier Parisien d'Urbanisme (APUR) et par la Direction de la Voirie et des Déplacements de la Mairie de Paris. La Direction de la Voirie nous a également fourni la liste précise des aménagements réalisés pour plusieurs quartiers verts et tranquilles ainsi que les dates des travaux des quartiers verts. Nous n'avons pas pu obtenir en revanche les dates exactes des travaux d'aménagement de tous les quartiers

tranquilles. A de nombreuses reprises nous avons donc dû inférer les périodes de travaux à partir de leur date de programmation, de l'état d'avancement des travaux au 31/12/1999 décrit dans deux rapports de la Direction de la Voirie (2000a et 2000b), d'arrêtés de la Préfecture portant création de « Zones 30 », d'informations glanées dans la presse régionale et enfin en sachant que les derniers quartiers tranquilles ont été achevés en 2001.

Au total, 9% des 155 012 observations de l'échantillon de référence sont situées dans un quartier qui est ou deviendra un quartier tranquille (5% dans un quartier tranquille terminé ou en cours d'aménagement) et 4% sont situées dans un quartier qui est ou deviendra un quartier vert (dont 1% dans un quartier terminé ou en cours d'aménagement).

La Figure 8 présente finalement l'évolution des prix de vente au m<sup>2</sup> à Paris, dans les quartiers tranquilles et dans les quartiers verts pour la période 1990-2005. Nous ne considérons ici que les 27 quartiers tranquilles et les 8 quartiers verts analysés par la suite. Rappelons que la mise en œuvre de la politique « Quartiers Tranquilles » s'est étalée sur la période 1994-2001 tandis que la politique « Quartiers Verts » a débuté en 2001.

Figure 8 : Prix au m<sup>2</sup> de 1990 à 2005 (en euros 2005)



Source : Données Notaires d'Ile-de-France / Base BIEN. Les calculs sont réalisés sur les 155 012 observations de l'échantillon A. Les prix moyens au mètre carré sont calculés comme la somme des prix des logements rapportée à la somme des surfaces habitables. Cette convention est utilisée par l'INSEE pour ses études immobilières.

La Figure 8 met en lumière une évolution relativement similaire des prix à Paris et dans les quartiers tranquilles. En particulier, elle ne permet pas de déceler une hausse de prix consécutive à la mise en place des quartiers tranquilles. Les quartiers verts paraissent plus spécifiques sans qu'il soit possible d'interpréter les écarts avec la moyenne parisienne. Les résultats de l'estimation des prix hédoniques va nous permettre d'y voir plus clair.

## 5. Résultats

Les résultats complets sont présentés en annexe. La qualité des résultats est satisfaisante. Les modèles expliquent une grande partie de la variabilité de l'échantillon (R<sup>2</sup> ajusté de 0,92). La grande majorité des variables de contrôle des deux modèles sont significatives et ne présentent pas de signes absurdes<sup>66</sup>. Comme les modèles ne diffèrent

<sup>66</sup> Un test de Breush-Pagan mettant en lumière la présence d'hétéroscédasticité dans les résidus, les tests de significativité sont réalisés en utilisant des écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité. Cette précaution ne modifie nos conclusions que pour quelques variables de contrôle.

que par la spécification des variables  $QT$  et  $QV$ , les coefficients des variables de contrôle sont sans surprise très proches. Ils ne varient pas plus quand on utilise l'échantillon  $B$  (103 457 observations sur la période 1998-2005) au lieu de l'échantillon  $A$  (155 012 observations sur la période 1990-2005).

Examinons maintenant le Tableau 4 qui présente les résultats pour les quartiers verts. L'estimation du modèle 1 montre que, en moyenne, les aménagements dans ces quartiers ont engendré une hausse de prix significative de 2,9% à 5,1% selon l'échantillon concerné. Notons que le chiffre de 2,9% est clairement le plus solide car il est estimé sur une période d'évolution générale des prix homogène (hausse continue sur la période 1998-2005) et qu'il considère une période de référence « avant travaux » plus pertinente (cf. section 0). A titre indicatif, cette hausse relative représente un supplément de 89 euros au  $m^2$  dans les quartiers verts (sur un prix initial moyen de 3090 euros). Cela correspond encore, grosso modo, à l'effet de 1,3  $m^2$  supplémentaires sur le prix d'un appartement de taille moyenne situé dans un quartier vert (44  $m^2$ ).

Le modèle 2 permet d'apprécier l'évolution de l'effet « quartiers verts » dans le temps. Il n'existe pas d'effet d'anticipation : les prix n'ont pas augmenté avant le lancement des travaux. L'échantillon  $B$  suggère même une baisse de prix mais elle n'est pas statistiquement significative. Un premier effet « quartier vert » apparaît dès la période de travaux (+2,0%). Il n'est toutefois significatif qu'au seuil de risque de 10% avec l'échantillon  $A$  et n'est pas confirmé par l'échantillon  $B$ . Un effet « quartier vert » plus prononcé apparaît l'année suivant la fin des travaux et semble s'accroître dans le temps : +0,6% à +3,0% selon les estimations la première année, +5,4% à + 7,9% la deuxième<sup>67</sup>. En revanche, la hausse de 14,0% à 17,2% observée la troisième année doit être interprétée avec beaucoup de précaution car elle ne prend en compte que l'effet d'un seul quartier (Orillon, 11<sup>e</sup>)<sup>68</sup>.

---

<sup>67</sup> Comme le souligne un rapporteur, on peut se demander pourquoi on observe un effet nettement plus important la deuxième année. Une interprétation possible est qu'il faut un certain temps pour que les résidents des quartiers traités prennent pleinement conscience de l'amélioration de la qualité de vie dans le quartier et pour que cette information se diffuse vers les acheteurs potentiels.

<sup>68</sup> Nous n'avons pas assez de recul pour estimer l'effet à trois ans pour les autres quartiers.

**Tableau 4 : Evaluation de l'effet « quartiers verts »**

	<b>Echantillon A</b> (1990-2005, 155 012 obs.)	<b>Echantillon B</b> (1998-2005, 103 457 obs.)	<b>Nb. de quartiers considérés</b>	<b>Nb. d'obs. concernées</b>
<b>Modèle 1</b>				
Effet moyen	5,1%***	2,9%***	8	1751
<b>Modèle 2</b>				
Travaux - 1	0,9%	-1,5%	8	346
Travaux	2,0%*	-0,5%	8	567
Travaux + 1	3,0%**	0,6%	8	514
Travaux + 2	7,9%***	5,4%***	7	490
Travaux + 3	17,2%***	14,0%***	1	180

\*\*\* : significatif à 1% ; \*\* : significatif à 5% ; \* significatif à 10%.

Les résultats sont sensiblement différents pour les quartiers tranquilles (Tableau 5). En moyenne, les aménagements n'ont engendré qu'une hausse de prix d'environ 1,5% dans les zones concernées. A titre indicatif, cette hausse correspond environ à l'effet de 0,7 m<sup>2</sup> supplémentaire sur le prix d'un appartement de taille moyenne situé dans un quartier tranquille (46 m<sup>2</sup>). Comme pour les quartiers verts, aucun effet d'anticipation n'est observé. Les prix baissent légèrement pendant la période de travaux (-1,0%) mais ce résultat n'est pas significatif statistiquement. Les années post-travaux présentent des hausses de prix relativement modestes (1 à 2%) qui ne sont significatives qu'à partir de la troisième année<sup>69</sup>. Un effet nettement plus important apparaît la sixième année (+9,5%). Ce dernier résultat est toutefois très fragile car il n'est estimé que sur quelques quartiers de l'échantillon. Nous n'avons en effet pas assez de recul pour l'estimer sur les autres quartiers.

<sup>69</sup> Un test de significativité jointe (robuste à l'hétéroscédasticité) sur les deux premières années ne modifie pas les conclusions.

**Tableau 5 : Evolution de l'effet « quartiers tranquilles »**

	<b>Echantillon A</b> (1990-2005, 155 012 obs.)	<b>Nb. de quartiers considérés</b>	<b>Nb. d'obs. concernées</b>
<b>Modèle 1</b>			
Effet moyen	1,5%***	27	8242
<b>Modèle 2</b>			
Travaux – 1	0,0%	27	945
Travaux	-1,0%	27	2066
Travaux + 1	1,2%	27	855
Travaux + 2	1,3%	27	904
Travaux + 3	1,4%*	27	1147
Travaux + 4	2,1%***	27	1372
Travaux + 5	1,6%*	20	1089
Travaux + 6 ou +	9,5%***	8 <sup>†</sup>	809

\*\*\* : significatif à 1% ; \*\* : significatif à 5% ; \* significatif à 10%.

† : L'évaluation à six ans est possible sur 8 quartiers, l'évaluation à sept ans ou plus n'est possible que pour 3 quartiers.

Même si ce n'est pas l'objet principal de l'article, revenons brièvement sur les résultats concernant les variables de contrôle de modèle. Nos estimations suggèrent que l'élasticité du prix à la surface de l'appartement est légèrement supérieure à 1 : lorsque la surface augmente de 1% le prix augmente d'un peu plus de 1%. On retrouve un résultat déjà mis en exergue par Barthélémy et al. (2007) sur données parisiennes. Sans surprise, le revenu médian dans le quartier augmente les prix de l'immobilier. Il en va de même pour le pourcentage de diplômés du supérieur. A l'inverse, les pourcentages de jeunes ou d'étrangers les font diminuer. Finalement, comme on pouvait s'y attendre, la proximité et a fortiori l'appartenance à une zone urbaine sensible diminuent les prix. L'aménité la plus valorisée est la proximité à un parc ou jardin public : lorsqu'on s'en éloigne de 100 mètres, le prix diminue de 0,6%. La proximité à une station de métro diminue le prix tandis que la proximité à une gare SNCF l'augmente. Ces résultats doivent être interprétés avec précaution. Dans un article de référence sur le sujet, Bowes et Ihlanfeldt (2001) montrent que l'influence d'une gare sur les prix de l'immobilier est complexe et dépend de plusieurs facteurs<sup>70</sup>. La proximité est ainsi susceptible de faire

<sup>70</sup> Bowes et Ihlanfeldt (2001) étudient l'impact des « rail transit stations », c'est-à-dire les gares d'un réseau local situées en centre-ville ou en banlieue. Leur analyse reste selon nous largement éclairante pour les stations de métro et gares parisiennes.



augmenter les prix via des gains évidents d'accessibilité mais également parce que les gares attirent souvent des commerces de proximité dont bénéficient les riverains. A l'opposé, les gares sont sources de bruit, de pollution, voire parfois de désagréments paysagers. Par ailleurs, en fournissant une plus grande accessibilité au quartier pour les non riverains, les gares peuvent engendrer plus de criminalité. En ce qui concerne les établissements scolaires, il est assez contre intuitif d'observer que la proximité aux collèges et aux lycées diminue les prix de l'immobilier.

## 6. Conclusion

L'estimation d'un modèle de prix hédoniques sur plus de 155 000 transactions immobilières enregistrées à Paris entre 1990 et 2005 nous a permis d'évaluer l'impact sur les prix de l'immobilier des politiques « Quartiers Verts » et « Quartiers Tranquilles » de la Mairie de Paris.

Nous montrons que la politique des « Quartiers Verts », mise en place à partir 2001, a eu, en moyenne, un impact positif et statistiquement significatif sur les prix de l'immobilier. Toutes choses égales par ailleurs, les aménagements réalisés dans les quartiers verts ont engendré une hausse de prix moyenne de 3% dans les zones concernées par rapport au reste de Paris. A titre indicatif, cette hausse relative représente un supplément de 89 euros au m<sup>2</sup> dans les quartiers verts (sur un prix initial moyen de 3090 euros). Cela correspond encore, grosso modo, à l'effet de 1,3 m<sup>2</sup> supplémentaires sur le prix d'un appartement de taille moyenne situé dans un quartier vert (44 m<sup>2</sup>). Il s'agit par ailleurs d'un effet « post-travaux » puisque aucune variation de prix significative n'est observée avant ou pendant les travaux. Nous manquons toutefois de recul temporel pour savoir si cet effet est pérenne.

L'impact de la politique « Quartiers Tranquilles » (1994-2001) est en revanche moins prononcé. Les aménagements réalisés dans les quartiers tranquilles ont engendré une hausse de prix moyenne d'environ 1,5% dans les zones concernées. Ici aussi, il s'agit essentiellement d'un effet « post-travaux ».

Est-il surprenant d'observer un effet « quartiers verts » plus important que l'effet « quartiers tranquilles » ? Au regard des caractéristiques des deux politiques, la réponse est négative. En effet, bien que les deux politiques partagent les mêmes objectifs, le programme « Quartiers Verts » apparaît dans la pratique sensiblement plus volontariste. L'ampleur des remaniements des plans de circulation et l'effort de végétalisation sont ainsi plus importants. Les informations que nous avons pu nous procurer sur les moyens financiers consacrés aux deux politiques suggèrent également un effort budgétaire sensiblement plus élevé pour chaque quartier vert.

Sans que l'on puisse établir de lien de causalité dans le cadre de cette étude, il est en outre intéressant de noter que nos résultats sont cohérents avec l'idée d'une sensibilité croissante de la population parisienne à la question environnementale.

D'un point de vue économique, l'augmentation des prix de l'immobilier dans les quartiers traités est un indicateur de la réussite de la politique menée. En effet, elle signifie que certains agents économiques, les vendeurs et les acheteurs de biens immobiliers, valorisent l'amélioration (effective ou à venir) de la qualité de vie dans le quartier. L'évolution des prix n'est toutefois qu'un facteur parmi d'autres permettant de juger de la réussite de cette politique. De nombreux autres éléments devraient être pris en compte dans une analyse coût-bénéfice globale : par exemple, le coût des aménagements, l'impact sur la congestion automobile pour les non-riverains ou encore l'impact sur les commerces. Une analyse coût-bénéfice de ce type dépasse le cadre de notre étude.

## **Références du Chapitre 4**

Barthélémy, F., Michelangeli, A. et Trannoy, A. (2007), La Rénovation de la Goutte d'Or est-elle un succès ? Un Diagnostic à l'Aide d'Indices de Prix Immobilier, *Economie et Prévision*, 180-181, pp. 107-126.

Boucq, E. and Papon, F. (2007), Assessment of the real estate benefits brought by a light rail infrastructure, quantitative results from a hedonic approach with extensive field data in the Hauts-de-Seine department, *Kuhmo Nectar Conference 2007*, 9-13 July 2007, Urbino.

Bowes, D.R. and Ihlanfeldt, K.R. (2001), Identifying the impacts of rail transit stations on residential property values, *Journal of Urban Economics*, 50 (1), pp. 1–25.

Cavailhès, J., Jayet, H., Brossard, T., Joly, D., Tourneux, F.P., Hilal, M., Wavresky, P., Le Gallo, J., Géniaux, G., Napoleone, C., Ovtracht, N. et Péguy, P.Y. (2007), La valeur économique des paysages, *Economie publique*, 20, pp. 11-35.

Cavailhès, J. (2005), Le prix des attributs du logement, *Economie et Statistique*, 381-382, pp. 91-123.

Chattopadhyay, S. (1999) Estimating the Demand for Air Quality: New Evidence Based on the Chicago Housing Market, *Land Economics*, 75 (1), pp. 22-38.

Direction de la Voirie et des Déplacements de la Mairie de Paris (2000a), Quartiers tranquilles – Etat des opérations réalisées au 31 décembre 1999, mai 2000.

Direction de la Voirie et des Déplacements de la Mairie de Paris (2000b), Les quartiers tranquilles à Paris – 1996-1999, janvier 2000.

Guttery, R. S. (2002), The effects of subdivision design on housing values: the case of alleyways, *Journal of Real Estate Research*, 23 (3), pp. 265-274.

IAURIF - Nguyen-Luong D. (2006), Contribution au projet *SIMAUURIF* : Recueil et analyse de données de prix de l'immobilier résidentiel en Ile-de-France. Cas du T1 et d'EOLE. Estimation d'un modèle de prix hédonique, Etude commandée par Réseau Ferré de France.

Ihlanfeldt K.R. (2007), The effect of land use regulation on housing and land prices, *Journal of Urban Economics*, 61 (3), pp. 420-435.

Maurin, E. (2004), Le ghetto français – Enquête sur le séparatisme social, La République des idées, Seuil.

McMillen, Daniel P., and John F. McDonald (2002), Land Values in a Newly Zoned City, *The Review of Economics and Statistics*, 84 (1), pp. 62–72.

Netusil, N. (2005), The effect of environmental zoning and amenities on property values, *Land Economics*, 81 (2), pp. 227-246.

Quigley, J.M. and L.A. Rosenthal L.A. (2005), The effects of land use regulation on the price of housing: What do we know? What can we learn?, *Cityscape*, 8 (1), pp. 69–137.

Song, Y. and Knapp, G. (2003), New urbanism and housing values: a disaggregate assessment, *Journal of Urban Economics*, 54 (2), pp. 218–238.

Tu, C. and Eppli, M. (1999), Valuing New Urbanism: The Case of Kentlands, *Real Estate Economics*, 27 (3), pp. 425-451.

Wooldridge, J. M. (2006), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Third Edition. South Western.

Zabel, J. E. and K. A. Kiel (2000), Estimating the Demand for Air Quality in Four U.S. Cities, *Land Economics*, 76 (2), pp. 174–194.

## Annexe

### Annexe 1 : Liste des 31 quartiers tranquilles début 2008

Nom du quartier	Arr.	Programme	Réalisation des travaux	Superficie (ha)
Saint Honoré	1 <sup>er</sup>	1998	2000	7
Saint Louis	4 <sup>e</sup>	1997	1997-1999*	9
Saint Paul	4 <sup>e</sup>	1997	1997-1999*	16
Bernardins-St Victor	5 <sup>e</sup>	1999	2000-2001*	21
Censier	5 <sup>e</sup>	1999	2000-2001*	30
Mouffetard	5 <sup>e</sup>	1994	1996-1997*	27
Saint Séverin	5 <sup>e</sup>	n.d.	n.d.	5
Ulm	5 <sup>e</sup>	1997	1997-1999*	17
Val de Grâce	5 <sup>e</sup>	1998	1998-1999*	19
N.D. des Champs	6 <sup>e</sup>	1997	n.d.	19
Bellechasse	7 <sup>e</sup>	1999	2000	20
Verneuil	7 <sup>e</sup>	1998	1999-2000	15
Milton	9 <sup>e</sup>	1998	2000	7
Lancry	10 <sup>e</sup>	1998	2000-2001	16
Saint Sébastien	11 <sup>e</sup>	1998	1999-2000*	20
Brèche aux Loups	12 <sup>e</sup>	1997	1997-1999*	39
Butte aux Cailles	13 <sup>e</sup>	1994	1994-1995*	16
Croulebarbe	13 <sup>e</sup>	1997	1998-2000*	37
Nationale	13 <sup>e</sup>	1994	1994-1995*	47
Ouest	14 <sup>e</sup>	2000-2001	2000-2001*	13
Plaisance	14 <sup>e</sup>	1998	1998-2001*	9
Dupleix	15 <sup>e</sup>	1999	2000-2001	19
Sébastien Mercier	15 <sup>e</sup>	1998	2000	12
Eylau	16 <sup>e</sup>	1999	2000	28
Davy	17 <sup>e</sup>	1997	1998-2001*	17
Poncelet	17 <sup>e</sup>	1998	1999-2000*	19
Poteau	18 <sup>e</sup>	1998	2000*	18
Simplon	18 <sup>e</sup>	1997	1998-2000*	14
Moselle	19 <sup>e</sup>	n.d.	2000-2001	39
Rébéval	19 <sup>e</sup>	1998	1999-2000	19
Réunion	20 <sup>e</sup>	n.d.	2000-2001*	43

Sources pour les périodes de réalisation des travaux : Direction de la Voirie, sauf pour le quartier Saint Honoré (Le Parisien, 08/06/2000 et 07/09/2000), le quartier Milton (Le Parisien, 04/08/2000 et Préfecture de Police) et les quartiers mentionnés par « \* ». Pour ces derniers, il s'agit d'estimations réalisées à partir des années de programmation, de l'état d'avancement des travaux au 31/12/1999 décrit dans deux rapports de la Direction de la Voirie (2000a et 2000b), d'arrêtés de la Préfecture portant création de « Zones 30 » et d'informations glanées dans la presse régionale. Source pour les superficies: APUR.

## Annexe 2 : Liste des 36 quartiers verts début 2008

Nom du quartier	Arr.	Réalisation des travaux	Superficie (ha)
Mairie du 1er	1 <sup>er</sup>	2006	10
Lune	2 <sup>e</sup>	2001-2003	4
Sentier	2 <sup>e</sup>	2006	25
Bretagne	3 <sup>e</sup>	2004-2006	23
Arsenal	4 <sup>e</sup>	2006	16
Marais	4 <sup>e</sup>	2005-2007	29
Arènes	5 <sup>e</sup>	2002-2003	14
Broca	5 <sup>e</sup>	2002-2003	9
Saint-Germain	6 <sup>e</sup>	2004-2005	40
Saint-Placide	6 <sup>e</sup>	2002-2003	26
Université	7 <sup>e</sup>	2006	38
Faubourg Montmartre	9 <sup>e</sup>	2005-2006	38
Aqueduc	10 <sup>e</sup>	2005-2006	28
Faubourg Saint-Denis	10 <sup>e</sup>	2004-2005	50
Sainte Marthe	10 <sup>e</sup>	2004-2005	22
La Forge Royale	11 <sup>e</sup>	2004-2005	16
Orillon	11 <sup>e</sup>	2002	36
Roquette	11 <sup>e</sup>	2006-2007	50
Aligre	12 <sup>e</sup>	2003-2004	23
Voûte Bel-Air	12 <sup>e</sup>	2004-2005	80
Château des Rentiers	13 <sup>e</sup>	2005-2006	63
Pascal	13 <sup>e</sup>	2003	6
Peupliers	13 <sup>e</sup>	2003-2005	39
Alésia – Tombe Isoire	14 <sup>e</sup>	2002-2004	68
Commerce	15 <sup>e</sup>	2005-2007	44
Cortambert	16 <sup>e</sup>	2003-2005	28
Brochant	17 <sup>e</sup>	2003	18
Jonquière	17 <sup>e</sup>	2005-2006	48
Mairie du 17e	17 <sup>e</sup>	2005-2006	32
Butte Montmartre	18 <sup>e</sup>	2006-2007	88
Cavallotti	18 <sup>e</sup>	2004-2006	14
Flandre	19 <sup>e</sup>	2006-2007	38
Plateau	19 <sup>e</sup>	2002-2003	38
Belleville	20 <sup>e</sup>	2004-2006	57
Porte de Ménilmontant	20 <sup>e</sup>	2005-2006	56
Sorbier	20 <sup>e</sup>	2006-2007	47

Source pour les périodes de travaux : Direction de la Voirie. Source pour les superficies : APUR.

**Annexe 3 : Statistiques descriptives des variables intrinsèques selon le type de quartier pour l'échantillon A (1990-2005, 155 012 obs.)**

Variable	Quartiers tranquilles uniquement* (13 542 obs.)		Quartiers verts uniquement** (5 426 obs.)		Reste de Paris*** (136 044 obs.)	
	Moy.	Ecart type	Moy.	Ecart type	Moy.	Ecart type
PRIX	169910	160171	146448	115397	201058	191667
ln_PRIX	11,73	0,78	11,63	0,74	11,88	0,82
SURFACE	46	30	44	25	53	36
ln_SURFACE	3,65	0,60	3,62	0,56	3,77	0,63
E <sub>j</sub> (j=1,...,9)	n.r.	–	n.r.	–	n.r.	–
E_ASCENSEUR <sub>i</sub> (j=1, ....,9)	n.r.	–	n.r.	–	n.r.	–
2PIECES	0,37	–	0,38	–	0,33	–
3PIECES	0,20	–	0,20	–	0,22	–
4PIECES	0,09	–	0,09	–	0,11	–
5PIECES	0,05	–	0,03	–	0,07	–
GARAGE	0,17	–	0,19	–	0,19	–
EPOQUE <sub>j</sub> (j=2, ..., 8)	n.r.	–	n.r.	–	n.r.	–
ATELIER	<0,01	–	<0,01	–	<0,01	–
CHAMBRE	0,04	–	0,04	–	0,04	–
DUPLEX	0,03	–	0,02	–	0,02	–
LOGE_GARDIEN	<0,01	–	<0,01	–	<0,01	–
TRIPLEX	<0,01	–	<0,01	–	<0,01	–
OCC_TIERS	0,05	–	0,06	–	0,05	–
ANNEE <sub>j</sub> (j=91, ...,05)	n.r.	–	n.r.	–	n.r.	–
TRIMESTRE <sub>j</sub> (j=2,..., 4)	n.r.	–	n.r.	–	n.r.	–

\* : Zones qui sont ou seront des quartiers tranquilles (i.e.,  $z_{QT}=1$ )

\*\* : Zones qui sont ou seront des quartiers verts (i.e.,  $z_{QV}=1$ )

\*\*\* : Zones qui ne sont ou qui ne seront pas des quartiers verts ou tranquilles (i.e.,  $z_{QT}=0$  et  $z_{QV}=0$ )

n.r. : non reporté pour alléger la présentation

**Annexe 4 : Statistiques descriptives des variables extrinsèques selon le type de quartier pour l'échantillon A (1990-2005, 155 012 obs.)**

Variable	Quartiers tranquilles uniquement* (13 542 obs.)		Quartiers verts uniquement** (5 426 obs.)		Reste de Paris*** (136 044 obs.)	
	Moy.	Ecart type	Moy.	Ecart type	Moy.	Ecart type
dCENTREPARIS	33,31	11,06	27,26	6,50	35,44	13,12
dMETRO	2,47	1,20	2,24	0,89	2,45	1,48
dGARE	10,08	4,58	13,00	6,04	10,35	6,07
dPARC	1,28	0,92	1,28	0,81	1,09	0,81
dCOLLEGE	1,14	0,81	0,92	0,61	1,55	1,04
dLYCEE	2,36	1,51	4,38	1,65	2,60	1,69
ALLEE	<0,01	–	0,00	–	<0,01	–
AVENUE	<0,01	–	0,00	–	0,12	–
BOULEVARD	0,00	–	0,01	–	0,10	–
IMPASSE	0,01	–	<0,01	–	<0,01	–
PASSAGE	0,02	–	<0,01	–	0,01	–
PLACE	0,01	–	0,02	–	0,01	–
SQUARE	<0,01	–	0,01	–	0,01	–
VILLA	0,01	–	<0,01	–	0,01	–
%EPOQUE <sub>j</sub> (j=2, ..., 5)	n.r.	–	n.r.	–	n.r.	–
REVENU	21,51	5,58	18,31	5,60	22,84	6,68
%BAC3	0,29	0,08	0,26	0,08	0,30	0,08
%JEUNES	0,17	0,04	0,18	0,03	0,18	0,04
%ETRANGERS	0,15	0,05	0,20	0,09	0,15	0,06
ZUS	0,05	–	0,36	–	0,04	–
dZUS	16,76	12,65	8,12	10,30	18,26	14,55
QUARTIER <sub>j</sub> (j=2, ..., 80)	n.r.	–	n.r.	–	n.r.	–

\* : Zones qui sont ou seront des quartiers tranquilles (i.e.,  $z_{QT}=1$ )

\*\* : Zones qui sont ou seront des quartiers verts (i.e.,  $z_{QV}=1$ )

\*\*\* : Zones qui ne sont ou qui ne seront pas des quartiers verts ou tranquilles (i.e.,  $z_{QT}=0$  et  $z_{QV}=0$ )

n.r. : non reporté pour alléger la présentation



### Annexe 5 : Résultats de l'estimation du modèle 1 avec l'échantillon A

	Coeff. Est.	Ecart type*	p-Value*
ln_SURFACE	1.03472	0.00266	0.000
E <sub>j</sub> (j=1,...,9)	n.r.	n.r.	n.r.
E_ASCENSEUR <sub>j</sub> (j=1,...,9)	n.r.	n.r.	n.r.
2PIECES	-0.02557	0.00216	0.000
3PIECES	-0.00540	0.00301	0.073
4PIECES	0.01122	0.00386	0.004
5PIECES	0.02296	0.00494	0.000
GARAGE	0.05938	0.00190	0.000
EPOQUE <sub>j</sub> (j=2, ..., 8)	n.r.	n.r.	n.r.
ATELIER	0.07890	0.02528	0.002
CHAMBRE	-0.16361	0.00467	0.000
DUPLEX	0.09889	0.00437	0.000
LOGE_GARDIEN	-0.24564	0.05939	0.000
TRIPLEX	0.15311	0.01893	0.000
OCC_TIERS	-0.17589	0.00341	0.000
ANNEE <sub>j</sub> (j=91, ...,05)	n.r.	n.r.	n.r.
TRIMESTRE <sub>j</sub> (j=2,..., 4)	n.r.	n.r.	n.r.
dCENTREPARIS	-0.00296	0.00019	0.000
dMETRO	0.00223	0.00047	0.000
dGARE	-0.00094	0.00022	0.000
dPARC	-0.00610	0.00087	0.000
dCOLLEGE	0.00223	0.00066	0.001
dLYCEE	0.00038	0.00044	0.387
ALLEE	-0.12491	0.01271	0.000
AVENUE	0.01351	0.00206	0.000
BOULEVARD	-0.01749	0.00226	0.000
IMPASSE	0.00619	0.00930	0.506
PASSAGE	-0.01823	0.00714	0.011
PLACE	0.01230	0.00638	0.054
SQUARE	0.02634	0.00791	0.001
VILLA	0.01739	0.00685	0.011
%EPOQUE <sub>j</sub> (j=2, ..., 5)	n.r.	n.r.	n.r.
REVENU	0.00538	0.00033	0.000
%BAC3	0.22338	0.02285	0.000
%JEUNES	-0.34193	0.02565	0.000
%ETRANGERS	-0.28582	0.01674	0.000
ZUS	-0.01480	0.00399	0.000
dZUS	0.00291	0.00021	0.000
QUARTIER <sub>j</sub> (j=2, ..., 80)	n.r.	n.r.	n.r.
QT	0.01530	0.00436	0.000
QV	0.05019	0.00714	0.000
zQT	-0.00429	0.00363	0.238
zQV	0.01013	0.00484	0.037
CONSTANTE	8.06076	0.06942	0.000

R2 ajusté = 0.92 ; 155 012 observations

\* : robustes à l'hétéroscédasticité

n.r. : non reporté pour alléger la présentation

### Annexe 6 : Résultats de l'estimation du modèle 1 avec l'échantillon B

	Coeff. Est.	Ecart type*	p-Value*
ln_SURFACE	1.04231	0.00310	0.000
E <sub>j</sub> (j=1,...,9)	n.r.	n.r.	n.r.
E_ASCENSEUR <sub>j</sub> (j=1,...,9)	n.r.	n.r.	n.r.
2PIECES	-0.02149	0.00253	0.000
3PIECES	-0.00534	0.00353	0.130
4PIECES	0.00720	0.00452	0.112
5PIECES	0.01157	0.00577	0.045
GARAGE	0.05756	0.00220	0.000
EPOQUE <sub>j</sub> (j=2, ..., 8)	n.r.	n.r.	n.r.
ATELIER	0.11406	0.02932	0.000
CHAMBRE	-0.15878	0.00612	0.000
DUPLEX	0.10784	0.00509	0.000
LOGE_GARDIEN	-0.26034	0.06706	0.000
TRIPLEX	0.15656	0.02103	0.000
OCC_TIERS	-0.16732	0.00374	0.000
ANNEE <sub>j</sub> (j=91, ...,05)	n.r.	n.r.	n.r.
TRIMESTRE <sub>j</sub> (j=2,..., 4)	n.r.	n.r.	n.r.
dCENTREPARIS	-0.00291	0.00023	0.000
dMETRO	0.00239	0.00056	0.000
dGARE	-0.00090	0.00026	0.001
dPARC	-0.00451	0.00104	0.000
dCOLLEGE	0.00217	0.00077	0.005
dLYCEE	0.00113	0.00052	0.031
ALLEE	-0.10680	0.01349	0.000
AVENUE	0.00963	0.00242	0.000
BOULEVARD	-0.01448	0.00268	0.000
IMPASSE	0.01705	0.01022	0.095
PASSAGE	-0.00897	0.00814	0.271
PLACE	0.01782	0.00693	0.010
SQUARE	0.03564	0.00901	0.000
VILLA	0.01629	0.00796	0.041
%EPOQUE <sub>j</sub> (j=2, ..., 5)	n.r.	n.r.	n.r.
REVENU	0.00473	0.00039	0.000
%BAC3	0.24718	0.02681	0.000
%JEUNES	-0.33165	0.03060	0.000
%ETRANGERS	-0.32483	0.02095	0.000
ZUS	-0.01521	0.00496	0.002
dZUS	0.00309	0.00025	0.000
QUARTIER <sub>j</sub> (j=2, ..., 80)	n.r.	n.r.	n.r.
QT	0.02432	0.00782	0.002
QV	0.02819	0.00849	0.001
zQT	-0.01775	0.00742	0.017
zQV	0.02056	0.00690	0.003
CONSTANTE	7.50398	0.06067	0.000

R2 ajusté = 0.92 ; 103 457 observations

\* : robustes à l'hétéroscédasticité

n.r. : non reporté pour alléger la présentation.

## Annexe 7 : Résultats de l'estimation du modèle 2 avec l'échantillon A

	Coeff. Est.	Ecart type*	p-Value*
ln_SURFACE	1.03487	0.00266	0.000
E <sub>j</sub> (j=1,...,9)	n.r.	n.r.	n.r.
E_ASCENSEUR <sub>j</sub> (j=1,...,9)	n.r.	n.r.	n.r.
2PIECES	-0.02556	0.00216	0.000
3PIECES	-0.00551	0.00301	0.067
4PIECES	0.01112	0.00385	0.004
5PIECES	0.02272	0.00494	0.000
GARAGE	0.05948	0.00190	0.000
EPOQUE <sub>j</sub> (j=2, ..., 8)	n.r.	n.r.	n.r.
ATELIER	0.07870	0.02526	0.002
CHAMBRE	-0.16346	0.00467	0.000
DUPLEX	0.09872	0.00437	0.000
LOGE_GARDIEN	-0.24525	0.05945	0.000
TRIPLEX	0.14761	0.01903	0.000
OCC_TIERS	-0.17579	0.00341	0.000
ANNEE <sub>j</sub> (j=91, ...,05)	n.r.	n.r.	n.r.
TRIMESTRE <sub>j</sub> (j=2,..., 4)	n.r.	n.r.	n.r.
dCENTREPARIS	-0.00299	0.00019	0.000
dMETRO	0.00230	0.00047	0.000
dGARE	-0.00098	0.00022	0.000
dPARC	-0.00616	0.00087	0.000
dCOLLEGE	0.00228	0.00066	0.001
dLYCEE	0.00040	0.00044	0.366
ALLEE	-0.12608	0.01273	0.000
AVENUE	0.01364	0.00206	0.000
BOULEVARD	-0.01758	0.00226	0.000
IMPASSE	0.00625	0.00931	0.502
PASSAGE	-0.01854	0.00712	0.009
PLACE	0.01251	0.00638	0.050
SQUARE	0.02573	0.00793	0.001
VILLA	0.01820	0.00684	0.008
%EPOQUE <sub>j</sub> (j=2, ..., 5)	n.r.	n.r.	n.r.
REVENU	0.00543	0.00033	0.000
%BAC3	0.22077	0.02284	0.000
%JEUNES	-0.34100	0.02564	0.000
%ETRANGERS	-0.28349	0.01674	0.000
ZUS	-0.01752	0.00400	0.000
dZUS	0.00283	0.00021	0.000
QUARTIER <sub>j</sub> (j=2, ..., 80)	n.r.	n.r.	n.r.
QT <sub>-1</sub>	-0.00043	0.00855	0.959
QT <sub>0</sub>	-0.01041	0.00641	0.104
QT <sub>1</sub>	0.01189	0.00913	0.193
QT <sub>2</sub>	0.01261	0.00882	0.153
QT <sub>3</sub>	0.01355	0.00803	0.092
QT <sub>4</sub>	0.02071	0.00745	0.005
QT <sub>5</sub>	0.01563	0.00824	0.058
QT <sub>6</sub>	0.09045	0.00866	0.000
QV <sub>-1</sub>	0.00848	0.01326	0.522
QV <sub>0</sub>	0.01995	0.01094	0.068
QV <sub>1</sub>	0.02930	0.01153	0.011
QV <sub>2</sub>	0.07649	0.01138	0.000
QV <sub>3</sub>	0.15880	0.01790	0.000
zQT	-0.00485	0.00400	0.225
zQV	0.01022	0.00508	0.044
CONSTANTE	8.06207	0.06929	0.000

R2 ajusté = 0.92 ; 155 012 observations

\* : robustes à l'hétéroscédasticité

n.r. : non reporté pour alléger la présentation.

## Annexe 8 : Résultats de l'estimation du modèle 2 avec l'échantillon B

	Coeff. Est.	Ecart type*	p-Value*
ln_SURFACE	1.04247	0.00310	0.000
E <sub>j</sub> (j=1,...,9)	n.r.	n.r.	n.r.
E_ASCENSEUR <sub>j</sub> (j=1,...,9)	n.r.	n.r.	n.r.
2PIECES	-0.02148	0.00253	0.000
3PIECES	-0.00542	0.00352	0.124
4PIECES	0.00713	0.00452	0.114
5PIECES	0.01137	0.00576	0.048
GARAGE	0.05761	0.00219	0.000
EPOQUE <sub>j</sub> (j=2, ..., 8)	n.r.	n.r.	n.r.
ATELIER	0.11370	0.02932	0.000
CHAMBRE	-0.15867	0.00613	0.000
DUPLEX	0.10764	0.00508	0.000
LOGE_GARDIEN	-0.26007	0.06713	0.000
TRIPLEX	0.14988	0.02119	0.000
OCC_TIERS	-0.16724	0.00374	0.000
ANNEE <sub>j</sub> (j=91, ...,05)	n.r.	n.r.	n.r.
TRIMESTRE <sub>j</sub> (j=2,..., 4)	n.r.	n.r.	n.r.
dCENTREPARIS	-0.00297	0.00023	0.000
dMETRO	0.00247	0.00056	0.000
dGARE	-0.00098	0.00026	0.000
dPARC	-0.00462	0.00104	0.000
dCOLLEGE	0.00228	0.00077	0.003
dLYCEE	0.00118	0.00052	0.025
ALLEE	-0.10841	0.01351	0.000
AVENUE	0.00988	0.00242	0.000
BOULEVARD	-0.01468	0.00268	0.000
IMPASSE	0.01730	0.01024	0.091
PASSAGE	-0.00944	0.00810	0.244
PLACE	0.01822	0.00692	0.008
SQUARE	0.03468	0.00903	0.000
VILLA	0.01779	0.00795	0.025
%EPOQUE <sub>j</sub> (j=2, ..., 5)	n.r.	n.r.	n.r.
REVENU	0.00479	0.00039	0.000
%BAC3	0.24352	0.02679	0.000
%JEUNES	-0.33199	0.03058	0.000
%ETRANGERS	-0.32246	0.02095	0.000
ZUS	-0.01911	0.00499	0.000
dZUS	0.00296	0.00025	0.000
QUARTIER <sub>j</sub> (j=2, ..., 80)	n.r.	n.r.	n.r.
QT <sub>-1</sub>	0.00023	0.01465	0.987
QT <sub>0</sub>	-0.00786	0.01252	0.530
QT <sub>1</sub>	0.02214	0.01399	0.114
QT <sub>2</sub>	0.02023	0.01380	0.143
QT <sub>3</sub>	0.02696	0.01321	0.041
QT <sub>4</sub>	0.03305	0.01289	0.010
QT <sub>5</sub>	0.03176	0.01338	0.018
QT <sub>6</sub>	0.09712	0.01374	0.000
QV <sub>-1</sub>	-0.01548	0.01435	0.281
QV <sub>0</sub>	-0.00464	0.01226	0.705
QV <sub>1</sub>	0.00610	0.01278	0.633
QV <sub>2</sub>	0.05273	0.01263	0.000
QV <sub>3</sub>	0.13063	0.01862	0.000
zQT	-0.01990	0.01131	0.079
zQV	0.02396	0.00775	0.002
CONSTANTE	7.50825	0.06035	0.000

R2 ajusté = 0.92 ; 103 457 observations

\* : robustes à l'hétéroscédasticité

n.r. : non reporté pour alléger la présentation.

## Conclusion générale

La thèse contribue au développement de la littérature empirique sur les effets distributifs des politiques de transport. Les trois premiers chapitres examinent successivement les effets distributifs d'un péage urbain à Paris, d'une taxe carbone sur le carburant en France, et de différentes politiques de transports en commun en Ile-de-France. Le quatrième et dernier chapitre utilise la méthode des prix hédoniques pour mesurer l'impact des politiques « Quartiers Verts » et « Quartiers Tranquilles » sur les prix de l'immobilier.

Les résultats de chaque étude sont synthétisés dans les conclusions de chaque chapitre. Nous n'y reviendrons pas ici. Nous proposons en revanche deux observations fondées sur ces travaux et trois pistes de recherches futures.

### **1. Les conclusions des études existantes dépendent avant toute chose des indicateurs utilisés pour exprimer les résultats**

Une première leçon simple mais fondamentale de ce travail est que les conclusions des études sur les effets distributifs dépendent avant toute chose des indicateurs utilisés pour exprimer les résultats : exprime-t-on les coûts et les bénéfices en euros ou en proportion du revenu ? Considère-t-on l'ensemble de la population ou seulement les individus taxés ?

Prenons l'exemple de la taxe carbone : si l'on exprime les gains en euros, une taxe carbone sur le carburant pèse davantage sur les ménages riches. Mais la conclusion est inversée si l'on exprime les pertes en proportion du revenu. Les ménages les plus pauvres sont par ailleurs nettement moins touchés lorsqu'on considère l'ensemble de la population plutôt que les seuls ménages motorisés.

Le Tableau 6 classe différents travaux de micro-simulation en fonction des indicateurs utilisés pour exprimer leurs résultats.<sup>71</sup> De manière relativement surprenante, le tableau montre qu’il n’existe pas de consensus dans la littérature empirique sur l’indicateur (ou les indicateurs) à privilégier.

Remarquons qu’en pratique, l’usage de tel ou tel indicateur n’est pas dicté par la disponibilité des données. Les auteurs des différents travaux mentionnés dans le Tableau 6 disposaient a priori des données nécessaires pour calculer des variations de bien-être en niveau *et* en proportion du revenu, pour les seuls individus concernés *et* pour l’ensemble de la population.

**Tableau 6: Sélection de travaux de micro-simulation traitant de la question des effets distributifs des politiques de transport : classement en fonction de la manière d’exprimer les résultats**

		Population concernée		
		Ensemble de la population	Individus concernés <sup>a</sup>	Ensemble de la population <u>et</u> individus concernés <sup>a</sup>
Coûts et bénéfices exprimés en :	Niveau (€, \$, etc.)	Eliasson et Mattsson (2006) <sup>b</sup> ; Franklin (2006)	–	Karlström et Franklin (2009)
	Proportion du revenu (%)	West (2004)	–	Bento et al. (2005) ; Santos et Catchesides (2005) ; West (2005)
	Niveau (€, \$, etc.) <u>et</u> proportion du revenu (%)	Bento et al. (2009) ; Safirova et al. (2003) ; Teubel (2000) <sup>c</sup> ;	Raux et Souche (2004)	Blow et Crawford (1997) ; Bureau (2009) <sup>d</sup> ; Bureau et Glachant (2008 <sup>e</sup> , 2009 <sup>f</sup> )

<sup>a</sup> Individus payant la taxe étudiée ou bénéficiant de la subvention (ex : automobilistes, usagers des transports en commun).

<sup>b</sup> Ensemble des individus se déplaçant.

<sup>c</sup> Ensemble des individus effectuant des déplacements domicile-travail.

<sup>e, d, f</sup> Chapitres 1 à 3.

<sup>71</sup> Le tableau considère exclusivement des travaux développant des modèles de micro-simulation permettant de mesurer des variations de bien-être pour différentes classes de revenu. Il ne considère pas les approches reposant sur l’examen de la part des dépenses de transport dans le budget des ménages (e.g., Aasness et Røed Larsen, 2003, Berri, 2005, Darbéra, 2001, Røed Larsen, 2006). Ces approches permettent une première appréhension du caractère régressif ou progressif d’un instrument. Toutefois, elles ne permettent pas de mesurer les variations de bien-être engendrées par l’instrument pour différentes catégories d’individus.

Dans ce contexte, quel(s) indicateur(s) privilégier ? La réponse appelle des considérations éthiques qui dépassent le cadre de notre étude. Des arguments plus pragmatiques peuvent toutefois éclairer le débat.

Nous pensons ainsi que considérer exclusivement la relation entre la variation de bien-être individuel exprimée en pourcentage du revenu et le revenu (i.e., le caractère régressif ou progressif) est insuffisant pour apprécier pleinement l'impact distributif d'une politique. Le problème est que, quel que soit l'instrument envisagé, taxer l'usage de l'automobile est *nécessairement* régressif. Cela provient du fait que l'usage de l'automobile est un bien dit de « nécessité » (au sens économique du terme) : la consommation de ce bien augmente à un rythme moins élevé que le revenu des individus.<sup>72</sup> Les dépenses d'usage de l'automobile représentent donc une part plus importante dans le budget des ménages pauvres que dans celui des ménages plus riches. Une taxe uniforme sur ce bien est alors régressive : les ménages les plus pauvres payent plus de taxe en pourcentage de leur consommation totale que les ménages les plus riches. En suivant la même logique, subventionner un bien de nécessité, comme par exemple l'usage des transports en commun locaux<sup>73</sup>, est *nécessairement* progressif.

Cet indicateur relatif est finalement assez réducteur : taxer l'usage des transports est systématiquement défavorable aux plus pauvres tandis qu'une subvention leur est systématiquement favorable. Il nous apparaît alors nécessaire de compléter les analyses en considérant les gains et les bénéfices exprimés en niveau, comme nous l'avons fait dans les chapitres 1 à 3.

Plus généralement, nous pensons qu'il est important de ne pas se focaliser sur une vision trop exigeante de l'équité. Le premier objectif d'un péage urbain ou d'une taxe carbone n'est pas d'opérer des transferts des riches vers les pauvres mais de diminuer la congestion et les impacts environnementaux de la circulation automobile. Il existe en France une fiscalité redistributive visant explicitement à réduire les inégalités (impôt sur le revenu, minima sociaux, etc.). Si l'on souhaite améliorer le sort des plus modestes, il est sans doute plus pertinent de chercher à améliorer ce système

---

<sup>72</sup> Berri (2005) en France, Aasness et Røed Larsen (2003) en Norvège ou Røed Larsen (2006) aux Etats-Unis montrent que le carburant est un bien de nécessité.

<sup>73</sup> Berri (2005) montre que les transports en publics locaux sont un bien de nécessité en France.

redistributif plutôt que de s'opposer à l'instauration de mesures bénéfiques du point de vue de l'intérêt général.

Les résultats des études sur les effets distributifs dépendent également de l'indicateur utilisé pour décrire le bien-être matériel initial des individus. Les indicateurs les plus souvent utilisés dans la littérature sont le revenu total annuel et, dans une moindre mesure, les dépenses totales annuelles de consommation.<sup>74</sup> Poterba (1991) et West (2005) avancent que les dépenses de consommation sont un meilleur indicateur car elles reflètent davantage le revenu permanent des ménages. A l'opposé, Barthold (1993, cité par Parry et al., 2007, p. 373) critique l'utilisation du revenu permanent en raison des contraintes de liquidités qui pèsent sur la capacité des ménages à lisser effectivement leur consommation dans le temps.

Dans la pratique, le choix de tel ou tel indicateur est largement dicté par les données disponibles. Par exemple, dans cette thèse nous avons retenu le revenu annuel car il est disponible dans l'Enquête Globale Transport et dans l'enquête Parc Auto.

Quel est l'impact de ce choix ? L'épargne est une fonction croissante du niveau de vie. Les inégalités de dépenses sont donc plus faibles que les inégalités de revenu. La régressivité (avant recyclage) des taxes sur l'usage de l'automobile est donc réduite lorsqu'on considère les dépenses de consommation. La majorité des études existantes ne considèrent qu'un seul indicateur de richesse. Une exception intéressante est l'étude de Ruiz et Trannoy (2007) sur la fiscalité indirecte en France. Elle montre que la TVA en France est largement régressive si l'on considère le revenu des ménages mais qu'elle est parfaitement neutre si l'on considère les dépenses de consommations.

## **2. La localisation résidentielle des individus est cruciale**

La majorité des travaux existants se concentrent sur la question des effets distributifs entre groupes de revenu et permettent donc d'identifier les perdants en fonction de leur niveau de vie.<sup>75</sup> Les chapitres 2 et 3 ont cherché à approfondir l'analyse en considérant

---

<sup>74</sup> Deux des études mentionnées dans le Tableau 6 utilisent les dépenses annuelles (West, 2004, 2005). Les autres travaux utilisent le revenu ou un indicateur proche comme par exemple le salaire.

<sup>75</sup> Un nombre limité de travaux considère cependant la distribution des variations de bien-être en fonction d'autres caractéristiques. Citons par exemple : Bento et al. (2009) qui examinent les effets distributifs en



également la distribution des coûts et bénéfices en fonction du lieu de résidence. Le résultat est clair : en matière d'effets distributifs, la localisation est cruciale, souvent même plus déterminante que le revenu. Prenons l'exemple de la taxe carbone. Dans notre scénario de référence (avant recyclage), un ménage pauvre (quintile 1) vivant en milieu péri-urbain ou rural perd 90% de plus qu'un ménage pauvre vivant en milieu urbain. En revanche, la différence entre un ménage pauvre (quintile 1) et un ménage riche (quintile 5) vivant tous les deux en milieu péri-urbain ou rural n'est que de 36%.

### **3. Pistes de recherches futures**

Tout au long de cette thèse nous avons adopté une approche de court terme en équilibre partiel. Une évaluation complète demanderait de prendre également en compte les impacts de long terme et de mobiliser une approche en équilibre général. Elle demanderait aussi de prendre en compte la distribution entre les individus des bénéfices environnementaux engendrés par les politiques concernées. Si l'on souhaite tendre vers cet objectif, quelles sont les pistes de recherche concrètes à privilégier ? Nous en avons sélectionnées trois.

#### ***3.1. La prise en compte de la réponse des ménages en terme de changement de véhicule***

Notre analyse de l'impact distributif de la taxation du carburant (chapitre 2) s'appuie sur une approche de court terme en équilibre partiel. En restant dans le cadre de l'équilibre partiel, l'étape suivante consiste à prendre en compte le long terme, où les ménages

---

fonction du revenu, de l'ethnie (asiatique, blanc, hispanique, noir, autre), de l'Etat de résidence, et d'autres caractéristiques (retraité ou non, avec ou sans enfants) ; Eliasson et Mattsson (2006) qui considèrent les effets distributifs en fonction du revenu, du sexe, de la composition du ménage (nombre d'adultes et d'enfants), du type d'activité (travailleurs, retraités, étudiants, chômeurs) et de la localisation résidentielle ; et enfin Safirova et al. (2003) et Santos et Catchesides (2005) qui considèrent le revenu et la localisation résidentielle.

répondent à la taxe non seulement en réduisant leur nombre de kilomètres mais également en adaptant la taille et la composition de leur parc.<sup>76</sup>

Pour cela, il est nécessaire de développer un modèle de demande automobile qui prenne en compte les choix du nombre de véhicules, de type de véhicules et d'usage. Comme nous l'avons indiqué dans le chapitre 2, une difficulté vient du fait que les choix de motorisation et d'usage sont liés : les caractéristiques qui poussent un individu à choisir un certain nombre et type de véhicules peuvent également influencer le choix du nombre de kilomètres. En reprenant l'exemple de Mannering et Winston (1985), les caractéristiques qui tendent à augmenter l'usage (par exemple le plaisir de conduire) vont diminuer la probabilité de choisir une vieille voiture en mauvais état car peu de plaisir de conduite peut être retiré de ce genre de véhicule. Dubin et McFadden (1984) fournissent un cadre approprié pour appréhender ce type de problèmes : un modèle de choix discret-continu estimant la demande jointe d'appareils électriques et d'électricité. Leur approche a déjà été appliquée à la demande de véhicules et de kilomètres – par exemple par Goldberg (1998), Mannering and Winston (1985), Train (1986) ou West (2004). Aucune étude n'a toutefois utilisé ce cadre pour traiter la question des effets distributifs.<sup>77</sup>

Nous avons tenté de mettre en oeuvre cette approche au cours de la thèse. Nous avons pour cela estimé un modèle de choix discret de type *nested logit* en utilisant les données de l'enquête Parc Auto TNS-Sofres.<sup>78</sup> Les coefficients des variables clés étaient significatifs et ne présentaient pas de signes absurdes. Toutefois, quelle que soit la spécification de notre *nested logit* (i.e., nombre d'alternatives, de *nests*, etc.), nos résultats ne remplissaient pas une condition nécessaire pour que le modèle soit cohérent avec des comportements de maximisation d'utilité.<sup>79</sup> Ceci était problématique puisque nous cherchions explicitement à calculer des variations d'utilité. Cette expérience ne

---

<sup>76</sup> Une autre manière de considérer le long terme est de prendre en compte la réaction des individus en terme de choix de localisation de résidence et de travail. Dans une optique de hiérarchisation des priorités de recherche, nous nous concentrons toutefois sur la réaction en terme de motorisation.

<sup>77</sup> Le papier de West (2004) traite bien de la question des effets distributifs mais elle se focalise sur les impacts de court terme. Elle ne mobilise le modèle de choix discret-continu à la Dubin-McFadden que pour régler les problèmes d'endogénéité dans l'estimation de sa fonction de demande de kilomètres.

<sup>78</sup> Cf. Chapitre 2 pour une présentation de l'enquête.

<sup>79</sup> Pour une présentation détaillée du *nested logit* et des conditions de cohérence avec la maximisation de l'utilité, voir par exemple Train (2003, chapitre 4).

remet toutefois pas en cause l'intérêt de l'approche à la Dubin et McFadden pour appréhender les effets distributifs de long terme. Elle suggère simplement que le *nested logit* n'est pas le modèle le plus approprié dans ce cadre. D'autres modèles de choix discret sont disponibles et restent à tester.

### ***3.2. Effets distributifs du financement des mesures visant à augmenter l'attractivité des transports en commun***

Nous avons montré dans le chapitre 3 qu'augmenter l'attractivité des transports en commun – via une baisse de prix ou une baisse des temps de déplacement – était progressif. Cette analyse ne tient toutefois pas compte de l'impact distributif du financement des mesures. Il s'agit d'une limite potentiellement importante. Compte tenu des sommes en jeu, il apparaît nécessaire de creuser la question du financement pour compléter nos résultats.

Diminuer le prix des titres de transport de 10% représenterait par exemple un manque à gagner d'environ 200 millions d'euros par an pour le Syndicat des Transport d'Ile-de-France (STIF). Le coût total du programme « Mobilien », qui vise à créer des couloirs de bus réservés et à réaménager certains carrefours pour favoriser les bus, s'élève quant à lui à environ 610 millions d'euros.<sup>80</sup> Les sommes évoquées pour les transports du Grand Paris sont encore plus importantes : en avril 2009, le Président Sarkozy annonçait sa volonté d'investir 35 milliards d'euros.

Appréhender l'impact distributif du financement des transports en commun n'est toutefois pas aisé. La première difficulté provient de la multiplicité des sources de financement. Prenons à nouveau l'exemple de l'Ile-de-France. Les transports en commun sont actuellement financés par<sup>81</sup> :

- Les entreprises (privées et publiques) : les employeurs franciliens sont les principaux financeurs des transports en commun en Ile-de-France. Leur

---

<sup>80</sup> Qu'est-ce que Mobilien ?, janvier 2006 : [http://www.stif.info/IMG/pdf/Dp\\_Mobilien\\_91-27.pdf](http://www.stif.info/IMG/pdf/Dp_Mobilien_91-27.pdf)

<sup>81</sup> Chiffres 2005. Les dépenses globales pour les transports en commun (i.e., fonctionnement et investissement) se sont élevées cette année là à 7,43 milliards d'euros. Source : STIF (2005)

contribution représente 44% du financement total (8% au titre du remboursement de la Carte Orange et 36% au titre du Versement Transport).

- Les voyageurs : la vente de titres de transport finance 27% des dépenses totales.
- Les subventions publiques : la Région et les Départements d'Ile-de-France financent 17% des dépenses totales et l'Etat 5% (contre 9% en 2004, traduisant le retrait de l'Etat du financement du STIF).
- Les 7% restant sont financés par différents canaux comme par exemple le produit des amendes, la publicité ou les recettes immobilières.

Quel est l'impact distributif de chacune de ces sources de financement ? Le chapitre 3 a montré qu'une hausse du prix des titres de transport serait régressive. La réponse pour les autres sources est moins évidente. Deux exemples permettent d'appréhender le type de difficultés rencontrées.

Considérons tout d'abord le Versement Transport. Il s'agit d'un prélèvement payé au STIF par les entreprises et organismes publics ou privés employant plus de 9 salariés dans la région. Il est assis sur la masse salariale. Son taux est de 2,6 % à Paris et dans les Hauts-de-Seine, de 1,7 % en Seine-Saint-Denis et dans le Val de Marne, et de 1,4 % dans les quatre départements de Grande Couronne (STIF, 2005).

Le système génère tout d'abord une hausse du coût du travail pour les employeurs concernés. L'impact final sur les ménages franciliens dépend donc de la manière dont les employeurs répercutent ces coûts : Augmentent-ils les prix de leurs produits ou services ? Diminuent-ils les salaires ? Voire les dividendes versés aux actionnaires ?

Le système du Versement Transport génère également des bénéfices. En diminuant les coûts de déplacement des salariés, il conduit en théorie à élargir le marché de l'emploi : un offreur de travail peut ainsi accéder à un plus grand nombre d'entreprises et parallèlement une entreprise peut solliciter un plus grand nombre de travailleurs potentiels. En élargissant le marché de l'emploi, le résultat de l'utilisation

du Versement Transport est donc de permettre une meilleure adéquation entre les emplois et les qualifications, et, par là, d'augmenter la productivité (Darbéra, 1990). L'impact de cette hausse de productivité sur les ménages franciliens est potentiellement multiple par exemple : réduction des prix pour les consommateurs, augmentation des salaires et des dividendes.

Prenons ensuite l'exemple de la taxe d'habitation. Elle dépend de la valeur locative cadastrale du logement, censée refléter le prix de l'immobilier. On sait cependant que les prix de référence pour le calcul des valeurs locatives ont été établis en 1970 (1960 pour le non bâti). Le marché de l'immobilier a énormément évolué depuis cette date. La corrélation entre le revenu des ménages et la valeur locative de leur logement n'a donc rien d'évident.

### ***3.3. Prise en compte des effets d'équilibre général***

Enfin un troisième axe de recherche à privilégier concerne la prise en compte des effets d'équilibre général. Nous avons montré à plusieurs reprises que les effets distributifs des politiques de transport dépendent grandement du mode de recyclage de la recette. Notre approche en équilibre partiel nous a toutefois restreint à des scénarios simples de redistribution. L'utilisation de modèles d'équilibre général permettrait d'envisager des scénarios plus complexes comme par exemple la réduction des prélèvements les plus distorsifs. En ce sens, les travaux développés par Combet et al. (2009) sur la taxe carbone peuvent servir d'exemple pour l'analyse d'autres politiques de transport.

## **Références de la conclusion générale**

Aasness, J. and E. Røed Larsen (2003), Distributional Effects of Environmental Taxes on Transportation, *Journal of Consumer Policy*, 26(3), 279-300.

Barthold, T. (1993), How Should We Measure Distribution?, *National Tax Journal*, 46(3), 291-99.

Bento, A. M., Goulder, L. H., Jacobsen, M. R., and von Haefen, R. H. (2009), Distributional and Efficiency Impacts of Increased U.S. Gasoline Taxes, *American Economic Review*, 99 (3), 667-699.

Bento, A. M., Goulder, L. H., Henry, E., Jacobsen, M. R. and von Haefen, R. H. (2005), Distributional and Efficiency Impacts of Gasoline Taxes: An Econometrically Based Multi-market Study, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 95(2), 282-287.

Berri, A. (2005), Dynamiques de la motorisation et des dépenses de transport des ménages - Analyses sur données individuelles et semi-agrégées, Thèse de Doctorat, Université de Paris 1 – Panthéon – Sorbonne.

Blow, L. and I. Crawford (1997), The Distributional Effects of Taxes on Private Motoring, *Commentary N° 65*, The Institute for Fiscal Studies, London.

Bureau, B. (2009), Distributional effects of a carbon tax on car fuels in France, CERNA Working Paper.

Bureau, B. and Glachant, M. (2009), Distributional effects of urban public transport policies in the Paris Region, CERNA Working Paper.

Bureau, B. and Glachant, M. (2008), Distributional effects of road pricing: Assessment of nine scenarios for Paris, *Transportation Research Part A*, 42 (7), 994-1008.

CERTU – Pitaval N. (2006), Bilan du financement des transports collectifs urbains en France - 2004-2006, Centre d'études sur les réseaux, les transports, l'urbanisme et les constructions publiques, novembre.

Combet, E., Gherzi, F., Hourcade, J. C. (2009), Taxe carbone, une mesure socialement régressive ? – Vrais problèmes et faux débats, Document de travail CIRED n° 12-2009.

Darbéra, R. (2001), Effets redistributifs et allocatifs d'une modification de la TIPP sur les carburants automobiles, *Recherche Transport Sécurité*, 72, 37-55.

Darbéra, R. (1990), Pourquoi il faut aussi penser du mal du Versement Transport, *Transports*, 341, 301-5.

Dubin, J.A. and McFadden, D.L. (1984), An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption, *Econometrica*, 52 (2), 345– 362.

Eliasson, J. and Mattsson, L.G. (2006), Equity Effects of Congestion Pricing, *Transportation Research Part A*, 40 (7), 602-20.

Franklin, J. P. (2006), The Equity Effects of Roadway Tolls: An Application of Hicksian Welfare Measures with Income Effects, paper presented at the 11th International Conference on Travel Behaviour Research, Kyoto, August 2006.

Goldberg, P.K. (1998), The Effects of the Corporate Average Fuel Efficiency Standards in the US, *The Journal of Industrial Economics*, 46 (1), 1-33.

IAURIF - Nguyen-Luong D. (2006), Contribution au projet SIMAURIF : Recueil et analyse de données de prix de l'immobilier résidentiel en Ile-de-France. Cas du T1 et d'EOLE. Estimation d'un modèle de prix hédonique, Etude commandée par Réseau Ferré de France.

Karlström, A. and Franklin, J. P. (2009), Behavioral adjustments and equity effects of congestion pricing: Analysis of morning commutes during the Stockholm Trial, *Transportation Research A*, 43 (3), 283-296.

Manning, F. and Winston, C. (1985), A dynamic empirical analysis of household vehicle ownership and utilization, *RAND Journal of Economics*, 16 (2), 213-236.

Parry, I. W. H., Walls, M. and Harrington, W. (2007), Automobile Externalities and Policies, *Journal of Economic Literature*, 45(2), 373-399.

Poterba, J. M. (1991), Is the Gasoline Tax Regressive?, NBER Working Paper 3578.

Raux, C. and Souche, M. (2004), The acceptability of urban road pricing, *Journal of Transport Economics and Policy*, 38(2), 191-216.

Røed Larsen E. (2006), Distributional Effects of Environmental Taxes on Transportation: Evidence from Engel Curves in the United States, *Journal of Consumer Policy*, 29 (3), 301-318.

Ruiz, N. et Trannoy, A. (2007), Impact redistributif de la fiscalité indirecte à l'aide d'un modèle de microsimulation comportemental, juillet.

Safirova, E., Harrington, W., Nelson, P., Parry, I.W., Gillingham, K. and Mason, D. (2003), Welfare and Distributional Effects of Road Pricing Schemes for Metropolitan Washington DC, *in Santos, G. (ed.), Road Pricing, Theory and Evidence*, Elsevier Science.

Santos, G. and T. Catchesides (2005), Distributional Consequences of Gasoline Taxation in the United Kingdom, *Transportation Research Record*, 1924, 103-111.

STIF (2005), Rapport d'activité, Edition 2005.

Teubel, U. (2000), The welfare effects and distributional impacts of road user charges on commuters: an empirical analysis of Dresden, *International Journal of Transport Economics*, 27(2), 231-54.

Train, K. E. (2003), *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press.

Train, K. E. (1986), *Qualitative Choice Analysis: Theory, Econometrics, and an Application to Automobile Demand*, The MIT Press, Cambridge, MA.

West, S. E. (2005), Equity Implications of Vehicle Emissions Taxes, *Journal of Transport Economics and Policy*, 39(1), 1-24.

West, S. E. (2004), Distributional Effects of Alternative Vehicle Pollution Control Policies, *Journal of Public Economics*, 88(3-4), 735-57.



### **Analyse des effets distributifs de différentes politiques de transport**

La thèse contribue au développement de la littérature empirique sur les effets distributifs des politiques de transport. Les trois premiers chapitres examinent successivement les effets distributifs d'un péage urbain à Paris, d'une taxe carbone sur le carburant en France, et de différentes politiques de transport en commun en Ile-de-France. Nous mesurons à l'aide de modèles économétriques et d'analyses statistiques la répartition entre les ménages français ou franciliens des coûts et des bénéfices engendrés par les différentes mesures. Le quatrième chapitre utilise la méthode des prix hédoniques pour mesurer l'impact des politiques « Quartiers Verts » et « Quartiers Tranquilles » sur les prix de l'immobilier. Ces deux politiques de la Mairie de Paris consistent à réaménager certains quartiers afin d'opérer un nouveau partage de la voie publique au profit des modes de circulations douces.

Mots clés : effets distributifs, péage urbain, taxe carbone, politiques de transport en commun, Quartiers Verts et Quartiers Tranquilles.

### **Analysis of the distributional effects of various transport policies**

This thesis contributes to the empirical literature on the distributive effects of transport policies. The first three chapters examine successively the distributive effects of a congestion charging scheme in Paris, a carbon tax on car fuels in France, and various public transport policies in the Paris Region. We use econometric and statistical analysis to measure the distribution of costs and benefits induced by the different policies across households. A last study uses the hedonic price method to measure the impact of the “*Quartiers Verts*” et “*Quartiers Tranquilles*” policies on property values in Paris. Those two urban development policies from the Paris municipality aim at fostering the use of environmentally friendly transport modes.

Key words: distributive effects, congestion charging, carbon tax, public transport policies, urban development policies.