

# Un péage urbain à Paris ?

## Une évaluation des effets distributifs de quatre scénarios

Matthieu Glachant, CERNA, Ecole des mines de Paris<sup>1</sup>

Juillet 2006

---

<sup>1</sup> Matthieu Glachant, CERNA, Ecole des mines de Paris, 60, boulevard St Michel, 75272 Paris cedex 06, [matthieu.glachant@ensmp.fr](mailto:matthieu.glachant@ensmp.fr). Ce travail a été soutenu financièrement par la Mission Interministérielle de l'Effet de Serre dans le cadre du programme de recherche Gestion et Impacts du Changement Climatique (GICC). Un rapport plus général est d'ailleurs disponible (Glachant, Bureau, 2004). Par ailleurs, le travail s'appuie sur l'Enquête Globale Transport 2001-2002 pour l'Ile de France. L'auteur remercie Benjamin Bureau pour son assistance dans le traitement des données et la Direction Régionale de l'Equipement d'Ile de France pour la mise à disposition gracieuse de cette base de données avec une mention particulière pour Yoann La Corte.

# Un péage urbain à Paris ?

## Une évaluation des effets distributifs de quatre scénarios

**Résumé.** Les arguments sur l'(in)équité sociale du péage urbain sont récurrents dans le débat public. Cette solution serait injuste en ce sens qu'elle imposerait les coûts les plus élevés aux individus à faibles revenus. A l'aide d'estimations économétriques du choix modal sur un échantillon de 2 550 déplacements domicile-travail en Ile-de-France, nous simulons l'effet de quatre scénarios de péage urbain pour caractériser la relation entre le revenu des automobilistes concernés et leur surplus.

Nous montrons que l'instauration d'un péage de zone couvrant l'ensemble de Paris et réduisant le trafic de 20% suscite une perte nette moyenne pour les automobilistes concernés d'environ 0,80 € par déplacement. Le niveau de cette perte ne varie pas avec le revenu. Ce péage n'opère donc pas de redistribution entre classes de revenu. Cette conclusion reste valable pour un péage de zone couvrant simplement les dix premiers arrondissements. Dans ce cas la perte moyenne des automobilistes n'est cependant que de 0,65 €, ce qui rend le scénario plus acceptable politiquement. En revanche, ces deux scénarios sont régressifs en ce sens que la perte nette exprimée en proportion du revenu diminue avec le revenu.

Par rapport au péage de zone, un péage cordon tarifant l'entrée dans Paris présente deux inconvénients : il augmente le niveau de la perte moyenne jusqu'à 0,95 € et cette perte est nettement moins élevée pour les hauts revenus. Enfin, un péage de zone offrant une exemption partielle de 90% aux résidents comme à Londres est lui aussi très favorable aux individus à hauts revenus. Mais la perte moyenne des automobilistes est plus faible que celle suscitée par un péage de zone simple.

Classification JEL : D63, H23, L91

Mots clés : péage urbain, effets distributifs, équité sociale.

## Introduction

Le succès, au moins opérationnel, du péage de Londres mis en place en février 2003 a modifié le regard des décideurs sur le péage urbain en France. La solution est maintenant envisageable pour réduire la congestion urbaine même si le cadre juridique interdit toujours sa mise en œuvre. A ceux, notamment économistes, qui promeuvent cette solution en raison de son efficacité économique, on oppose souvent un argument sur l'équité d'un dispositif qui concentrerait les coûts sur les individus ayant de bas revenus. Cet argument s'appuie sur le raisonnement suivant (Safirova et al., 2003). Pour les automobilistes concernés par le péage et, en prenant comme référence le statu quo ante, un péage suscite un gain sous la forme d'un temps de trajet automobile réduit du fait de la réduction de la congestion et une perte égale au coût financier du péage. Le péage urbain serait alors inéquitable pour deux raisons. Tout d'abord, le gain est plus fortement valorisé par les individus à hauts revenus. En effet, la valeur du temps est corrélée positivement au niveau de revenu. Quant à la perte, un même niveau de tarif affecte plus les individus à faibles revenus du fait du caractère décroissant de l'utilité marginale du revenu. Au final, les plus pauvres - valorisant moins le temps gagné et davantage la perte financière - ont beaucoup plus de chance de perdre que les riches.

Cette analyse présente plusieurs limites. Tout d'abord, elle ne concerne que la sous-population des automobilistes qui circulaient dans l'espace tarifé avant l'introduction du péage. Or, ces automobilistes ont en moyenne un revenu nettement plus élevé que les autres usagers du transport. De plus, même au sein de la population des automobilistes, le raisonnement décrit plus haut ne s'applique qu'à ceux restant sur la route après l'introduction du péage. Or une partie d'entre eux va abandonner la voiture pour les transports collectifs et leur perte n'a alors que peu à voir avec la réduction du temps de trajet induit par le péage ou avec le tarif payé.<sup>2</sup> Enfin, l'argument néglige l'effet distributif de la recette du péage. Or, le caractère éventuellement régressif d'un péage va centralement dépendre de l'usage qui sera fait de cette recette. Cette redistribution a certes un coût mais il est tout à fait possible de concevoir, au moins en théorie, un péage socialement progressif. Il suffit de distribuer le surplus collectif aux plus pauvres à travers une utilisation adéquate du revenu du péage.

Sur la base de ces arguments, le point de départ de cet article est de considérer qu'il n'existe pas de réponse générale à la question de l'équité sociale du péage. Tout va dépendre

---

<sup>2</sup> Le seul effet possible est lié au fait que la fluidification du trafic automobile peut diminuer les temps de trajet en autobus.

de la forme du péage et de la manière dont sera utilisée la recette. La démarche pertinente consiste alors à comparer les effets distributifs de différents scénarios de péage. Cet article met en œuvre cette démarche sur Paris en s'appuyant sur les données de l'Enquête Globale Transport de 2001-2002. Pour des raisons liées à l'hétérogénéité des méthodologies à employer pour traiter les deux questions, nous nous limitons à l'évaluation de la redistribution au sein de la population des automobilistes et évacuons la question, très importante, des effets de la recette du péage. Le lecteur intéressé par cet aspect peut se référer à un rapport récemment publié (Glachant, Bureau, 2004).

Quatre formes de péage sont examinées. Le premier scénario est un péage de zone couvrant l'ensemble de Paris, c'est-à-dire un péage tarifant à la fois les déplacements internes à Paris, les déplacements en provenance ou à destination de la banlieue et les déplacements traversant Paris. Nous étudions également un péage de zone limité aux dix premiers arrondissements, un péage cordon tarifant seulement l'entrée dans Paris et un péage de zone sur Paris exemptant partiellement les résidents.

Nous cherchons à mesurer trois variables :

- La moyenne de la variation de surplus des automobilistes induite par le péage. Nous cherchons ainsi à cerner le degré d'acceptabilité politique des différents scénarios.
- La relation entre la variation de surplus individuel exprimée en euro par déplacement et le revenu. Il s'agit d'identifier l'ampleur de l'éventuelle redistribution entre classes de revenu opérées par le péage.
- La relation entre la variation de surplus individuel exprimée *en pourcentage du revenu* et le revenu. C'est la notion traditionnelle de progressivité ou de régressivité de l'économie publique.

Outre les effets distributifs entre classes de revenu, nous évaluons également les effets distributifs entre Parisiens et non Parisiens.

Il existe peu d'études empiriques sur les effets distributifs du péage urbain alors que les études théoriques abondent (par exemple, Layard, 1977 ; Arnott et al., 1994). Raux et Souche (2004) ont simulé les effets distributifs du péage TEO à Lyon en concluant au caractère peu équitable de cette expérience. Leur analyse porte à la fois sur l'équité sociale mais aussi sur l'équité horizontale (l'utilisateur paye un montant correspondant à son niveau d'usage) et l'équité spatiale (la garantie d'accès aux agglomérations). Teubel (2000) estime à l'aide de méthodes économétriques les effets distributifs d'un péage urbain à Dresde et conclut lui aussi en faveur de la régressivité. Ces deux études analysent une forme particulière de péage (un péage d'axe à Lyon avec un tarif forfaitaire à l'accès, un péage de zone à Dresde avec un paiement au kilomètre parcouru).

Safirova et al. (2003) s'appuient sur un modèle sophistiqué de trafic pour étudier les effets distributifs de différents scénarios de péages d'axes autoroutiers dans l'agglomération de Washington DC. Les résultats de cette étude sont difficilement transposables au contexte francilien dans la mesure où la dépendance à l'automobile, la géographie des agglomérations et la répartition spatiale des revenus sont profondément différents. Les résultats dépendent notamment de l'existence ex ante de voies réservées au covoiturage sur les autoroutes de Washington.

L'étude empirique de Verhoef, Nijkamp et Rietveld (1997) a une perspective légèrement différente. Elle exploite un échantillon d'automobilistes de la ville de Ranstadt aux Pays-Bas qui ont été sondés sur leur opinion en matière de péage et sur leurs consentements à payer

pour des gains de temps. A l'aide d'une analyse récursive, l'article apporte des réponses variées à la question, plus générale que celle des effets distributifs, de l'acceptabilité du péage.

A l'exception de Safirova et al. (2003), ces publications n'analysent pas différentes formes de péage et l'effet de ces variations sur les effets distributifs ; elles apportent une réponse qui n'est valable que pour le scénario étudié. C'est à ce niveau que se situe l'originalité de notre projet. Nous cherchons à évaluer les effets distributifs comparés de différentes formules de péage.

L'article est structuré de la manière suivante. Une première partie développe une analyse microéconomique simple du choix modal qui servira de base aux estimations économétriques. Dans une seconde partie, nous présentons le modèle économétrique utilisé puis les résultats sont présentés dans une troisième partie avant de conclure.

## 1 Un modèle théorique de choix modal

L'objectif de cette partie est de développer un modèle théorique simple décrivant le choix modal d'individus devant se déplacer. Nous utiliserons plus loin ce modèle pour simuler l'effet de différents scénarios de tarification de la circulation urbaine sur le report modal.

Considérons une population de  $n$  individus, indicés  $i$ ,  $i = 1, \dots, n$ , souhaitant se déplacer. L'individu  $i$  effectue son choix de déplacement en maximisant son utilité. En toute généralité, cette utilité est égale à la différence entre le bénéfice du déplacement - lié au motif du déplacement, aller au travail par exemple - et le coût ou la désutilité du transport qui comporte lui même deux composantes principales : le temps perdu lors du déplacement et le coût monétaire du déplacement (coût des titres de transport en commun, coût de la voiture). Pour simplifier, nous posons l'hypothèse que l'individu est obligé de se déplacer, par exemple pour aller au travail ou à l'université. Cette hypothèse permet de nous concentrer sur les seuls coûts du déplacement. Elle nous conduira à ne réaliser les estimations économétriques que sur les seuls individus effectuant des trajets domicile-travail.

Pour se déplacer, l'individu  $i$  a le choix entre deux options : prendre sa voiture ou utiliser les transports en commun. Il choisit alors la solution lui imposant la désutilité la plus faible. Nous choisissons une spécification linéaire des fonctions de désutilité. Il compare donc :

$$\Omega_{VP}^i(\alpha) = \lambda \cdot T_{VP}^i(\alpha) + C_{VP}^i + \alpha \cdot p \quad (1)$$

$$\Omega_{TC}^i = \lambda \cdot T_{TC}^i + C_{TC}^i \quad (2)$$

Dans ces deux équations, les indices  $VP$  et  $TC$  décrivent respectivement l'option "prendre sa voiture" et l'option "prendre les transports en commun". Le coût du temps perdu est reflété par le produit  $\lambda \cdot T$  qui décrit la valeur du temps perdu avec  $T$ , la durée du trajet et  $\lambda$ , la valeur unitaire du temps. La durée du trajet en voiture dépend de  $\alpha$  qui est une variable binaire indiquant la présence d'un péage. Sa valeur est égale à 1 s'il y a péage, 0 autrement. Comme le péage fluidifie le trafic, on a bien sûr  $T_{VP}(1) < T_{VP}(0)$ . En revanche, nous supposons que la durée du trajet en transport collectif ne diminue pas avec l'introduction du péage. Cette hypothèse, imposée par les données dont nous disposons, est simplificatrice pour les trajets effectués en bus qui bénéficient également de la réduction de la congestion. A

priori, son coût est faible dans la mesure où ces déplacements ne représentent que 9% des déplacements en TC dans notre échantillon.  $C$  décrit le coût monétaire de l'option. Pour l'option  $VP$ , s'ajoute à la désutilité le coût monétaire du péage  $\alpha p$ , avec  $p$  le montant du péage.

Sous ces hypothèses, l'individu se déplace en automobile en l'absence de péage ( $\alpha = 0$ ) si :

$$\Omega_{TC}^i \geq \Omega_{VP}^i(\alpha = 0)$$

ce qui est équivalent à

$$\lambda \cdot (T_{TC}^i - T_{VP}^i(\alpha = 0)) - (C_{VP}^i - C_{TC}^i) \geq 0 \quad (3)$$

Intuitivement, il choisira la voiture si le temps gagné en utilisant la voiture fournit un bénéfice supérieur au surcoût de l'usage de l'automobile ( $C_{VP} - C_{TC}$ ). On a donc un arbitrage entre temps gagné - car circuler en automobile est souvent plus rapide - et coût monétaire - car la voiture coûte en général plus cher que les transports en commun. Par rapport aux usagers du transport en commun, les automobilistes tendent donc à être des individus à forte valeur du temps ( $\lambda$  élevé) et dont le coût relatif de la voiture est faible (par exemple parce que l'accessibilité aux transports collectifs est médiocre).

Après l'instauration d'un péage ( $\alpha = 1$ ), l'individu reste un automobiliste si :

$$\Omega_{TC}^i - \Omega_{VP}^i(\alpha = 1) = \lambda \cdot (T_{TC}^i - T_{VP}^i(\alpha = 1)) - (C_{VP}^i - C_{TC}^i) - p \geq 0 \quad (4)$$

Avant d'aller plus loin, il convient d'explicitier les hypothèses sur lesquelles repose cette modélisation. Primo, nous négligeons les effets liés à l'utilité marginale décroissante du revenu. C'est une hypothèse qui peut poser problème mais la spécification économétrique présentée plus loin la relâche en incluant le revenu comme variable d'interaction. Secundo, nous supposons que, face à un péage, l'automobiliste ne dispose que de 2 options : rester sur la chaussée ou opter pour un déplacement en transport collectif. Nous négligeons ainsi au moins trois autres possibilités : (i) s'abstenir de se déplacer, (ii) modifier son heure de départ et (iii) changer d'itinéraire pour éviter la zone tarifée. Ecarter la première option ne soulève pas de difficultés particulières car nous allons estimer le choix modal des seuls usagers se rendant au travail. Il est difficile d'imaginer qu'ils cessent de se déplacer. La seconde option est a priori peu pertinente dans notre cas pour deux raisons. Primo, nous nous concentrons sur des déplacements domicile - travail peu flexibles. Secundo, cette option serait intéressante si modifier l'heure de déplacement permettait d'éviter le paiement du péage. Or nous supposons que le péage est payé par tous quel que soit son heure de déplacement. Négliger la troisième option est sans doute plus problématique. La lever exigerait de combiner notre modèle économétrique avec un modèle de trafic sophistiqué. Elle n'est cependant pertinente que pour les trajets traversant Paris. Or ils pèsent peu (environ 15% des déplacements dans notre échantillon).

Notre évaluation du péage porte sur les individus circulant sur la chaussée avant l'introduction du péage, c'est à dire ceux pour qui  $\Omega_{TC}^i \geq \Omega_{VP}^i(\alpha = 0)$ . Le surplus de l'automobiliste  $i$  va dépendre du choix effectué suite à l'instauration du péage :

- S'il opte pour le transport collectif car la désutilité de la voiture est supérieure à la désutilité liée à l'usage des transports en commun [ $\Omega_{TC}^i < \Omega_{VP}^i(\alpha = 1)$ ]. Le péage a alors suscité une variation de surplus égale à

$$VS^i \equiv \Omega_{VP}^i(0) - \Omega_{TC}^i \quad (5)$$

On remarque que cette variation est négative puisque cet individu préférerait la voiture avant l'instauration du péage ce qui implique nécessairement  $\Omega_{VP}^i(0) < \Omega_{TC}^i$ .

- L'automobiliste choisit de continuer à utiliser sa voiture [ $\Omega_{TC}^i \geq \Omega_{VP}^i(\alpha = 1)$ ]. La variation de surplus liée à l'instauration du péage est alors égale à

$$VS^i \equiv \Omega_{VP}^i(\alpha = 0) - \Omega_{VP}^i(\alpha = 1) = \lambda \cdot [T_{VP}^i(0) - T_{VP}^i(1)] - p. \quad (6)$$

Cette différence sera positive ou négative selon le niveau  $p$  du péage et la valeur du temps. Plus précisément, ceux qui ont des valeurs du temps élevées ( $\lambda$  élevé) ont plus de chances de gagner que les autres. Ainsi pour ceux qui décident de continuer à utiliser leur voiture, la perte augmente quand le revenu baisse, compte tenu de la corrélation positive entre valeur du temps et niveau de revenu. C'est le raisonnement traditionnel que nous avons rappelé en introduction.

## 2 Aspects économétriques

### 2.1 Le modèle logit

Nous adoptons un modèle logit traditionnel. Son point de départ est de considérer que le chercheur, à la différence de l'individu se déplaçant, ne connaît pas les désutilités (1) et (2). Cela le conduit à décomposer  $\Omega_{TC}^i$  ou  $\Omega_{VP}^i(\alpha)$  en une composante  $\Gamma_{TC}^i$  ou  $\Gamma_{VP}^i$  qu'il peut estimer en fonction de variables décrivant le choix de l'individu et une composante inobservable  $\varepsilon_{TC}^i$  ou  $\varepsilon_{VP}^i$  considérée comme aléatoire.

La probabilité que l'individu  $i$  préfère la voiture est alors

$$\text{ProbVP} = \Pr(\Gamma_{VP}^i(\alpha) + \varepsilon_{VP}^i < \Gamma_{TC}^i + \varepsilon_{TC}^i) = \Pr(\varepsilon_{VP}^i - \varepsilon_{TC}^i < \Gamma_{TC}^i - \Gamma_{VP}^i(\alpha))$$

Le modèle logit fait l'hypothèse que chaque terme  $\varepsilon_{VP}^i - \varepsilon_{TC}^i$  est distribuée de manière identique et indépendante selon une fonction logistique ce qui implique que

$$\text{ProbVP} = \frac{e^{-\Gamma_{VP}^i(\alpha)}}{e^{-\Gamma_{TC}^i} + e^{-\Gamma_{VP}^i(\alpha)}} \quad (7)$$

Pour simplifier les notations, nous posons  $\Delta\Gamma^i(\alpha) = \Gamma_{TC}^i - \Gamma_{VP}^i(\alpha)$ . La probabilité (7) s'écrit alors

$$\text{ProbVP} = \frac{e^{\Delta\Gamma^i(\alpha)}}{1 + e^{\Delta\Gamma^i(\alpha)}} \quad (8)$$

Le modèle logit permet également de calculer facilement le surplus individuel des usagers. En l'occurrence, l'espérance statistique de la désutilité liée au choix effectué s'écrit

$$E(\Omega^i(\alpha)) = (1/\gamma^i)E(\min\{\Gamma_{VP}^i(\alpha) + \varepsilon_{VP}^i, \Gamma_{TC}^i + \varepsilon_{TC}^i\}) \quad (9)$$

avec  $\gamma^i$  décrivant l'utilité marginale du revenu. Nous reviendrons plus loin sur ce paramètre. A ce stade, retenons simplement qu'il transforme l'utilité en unités monétaires permettant les comparaisons interindividuelles. Williams (1977) a alors montré que l'équation (9) pouvait être transformée sous la forme suivante

$$E(\Omega^i(\alpha)) = \frac{1}{\gamma^i} \ln(e^{-\Gamma_{TC}^i} + e^{-\Gamma_{VP}^i(\alpha)}) + K. \quad (10)$$

où  $K$  est une constante qui reflète le fait que le niveau absolu d'utilité ne peut être mesuré. Cette constante ne nous pose pas de problème puisque nous nous intéressons aux variations de surplus induites par l'introduction d'un péage, c'est à dire à

$$E(VS^i) = \frac{1}{\gamma^j} \left[ \ln(e^{-\Gamma_{TC}^i} + e^{-\Gamma_{VP}^i(\alpha=1)}) - \ln(e^{-\Gamma_{TC}^i} + e^{-\Gamma_{VP}^i(\alpha=0)}) \right]$$

Ce qui s'écrit plus simplement en substituant  $\Delta\Gamma^i(\alpha) = \Gamma_{TC}^i(\alpha) - \Gamma_{VP}^i(\alpha)$

$$E(VS^i) = \frac{1}{\gamma^j} \left[ \ln(1 + e^{\Delta\Gamma^i(\alpha=1)}) - \ln(1 + e^{\Delta\Gamma^i(\alpha=0)}) \right] \quad (11)$$

## 2.2 Spécification de la fonction $\Delta\Gamma^i(\alpha) = \Gamma_{TC}^i - \Gamma_{VP}^i(\alpha)$

Pour utiliser l'équation (8), qui va nous permettre de prédire l'impact des différents scénarios de péage sur le choix modal, et l'équation (11), qui va nous permettre de simuler leur effet sur les surplus individuels, nous devons estimer économétriquement la fonction  $\Delta\Gamma^i(\alpha)$ . Pour cela, nous disposons de la base EGT 2001-2002 qui décrit les choix individuels entre automobile et transport collectif dans un contexte sans péage ( $\alpha = 0$ ).

Une première spécification linéaire traduisant directement les équations théoriques (1) et (2) s'écrit :

$$\Delta\Gamma^i(\alpha = 0) = \beta_0 + \beta_1 DC^i + \beta_2 DT^i(\alpha = 0) + \beta_3 \cdot X^i + \tau \quad (12)$$

avec  $DC^i = C_{TC}^i - C_{VP}^i$ ,  $DT^i(\alpha = 0) = T_{TC}^i - T_{VP}^i(\alpha = 0)$ ,  $\beta_i$ , les paramètres à estimer économétriquement et  $X^i$ , un vecteur de variables de contrôle que nous décrirons plus loin. Enfin  $\tau$  est un terme aléatoire centré sur 0 avec une distribution logistique qui capture l'hétérogénéité non observée des individus.

Cette spécification n'est cependant pas adaptée à notre question. En matière d'effets distributifs, l'hétérogénéité des individus est cruciale. En particulier, nous avons souligné plus haut l'importance du fait que la valeur du temps variait avec le niveau de revenu. Or l'équation (12) fait l'hypothèse que les automobilistes ont tous la même valeur du temps. En effet, cette valeur est par définition égale à ce qu'est prêt à payer monétairement un individu pour gagner une unité de temps, ce qui s'écrit en utilisant l'équation (12) :

$$\lambda^i = \frac{\partial \Delta\Gamma^i / \partial DT^i}{\partial \Delta\Gamma^i / \partial DC^i} = \frac{\beta_2}{\beta_1}$$

Estimer l'équation (12) sur l'ensemble des observations conduirait à faire l'hypothèse que  $\beta_1$  et  $\beta_2$  sont identiques pour tous les individus.



Pour relâcher cette hypothèse d'homogénéité des valeurs du temps et de l'utilité marginale du revenu, nous segmentons les individus en trois classes de revenu : les individus dont le revenu mensuel par tête est inférieur à 1300 €, ceux dont le revenu est compris en 1300 et 2500 € et enfin les individus dont le revenu excède 2500 €. Idéalement, il aurait été préférable d'utiliser le revenu disponible une fois le logement payé plutôt que le revenu par tête dans la mesure où il existe une évidente relation entre dépenses de logement et dépenses de transport. Cette donnée n'est malheureusement pas disponible.

Le choix du seuil de 2500 € est justifié par les résultats d'estimations, non présentées ici, qui montrent qu'il s'agit d'un seuil critique différenciant fortement les individus selon leur valeur du temps. En revanche, les individus au delà du seuil ou ceux qui sont en deçà ont des valeurs du temps assez homogènes. Il n'est donc pas nécessaire a priori d'introduire une segmentation supplémentaire. Nous avons toutefois préféré conserver un seuil de 1300 € pour rendre visible ce phénomène.

Pratiquement, nous utilisons donc deux variables binaires de segmentation :

- $REVENU_{inf1300} = 1$  si l'individu a un revenu par tête inférieur à 1300 € par mois, 0 sinon.
- $REVENU_{sup2500} = 1$  si l'individu a un revenu par tête supérieur à 2500 € par mois, 0 sinon.

Conformément à la pratique habituelle (voir par exemple Wooldridge, 2003, p. 232), nous les insérons dans l'équation du choix modal sous la forme de variables d'interaction avec  $DT^i(\alpha = 0)$  et  $DC^i$  :

$$\begin{aligned} \Delta\Gamma^i(\alpha = 0) = & \beta_0 + \beta_1 DC^i + \beta_2 DT^i(\alpha = 0) + \beta_3 REVENU_{inf1300}^i + \\ & \beta_4 REVENU_{sup2500}^i + \beta_5 (DC^i \cdot REVENU_{inf1300}^i) \\ & + \beta_6 (DT^i(\alpha = 0) \cdot REVENU_{inf1300}^i) + \beta_7 (DC^i \cdot REVENU_{sup2500}^i) \\ & + \beta_8 (DT^i(\alpha = 0) \cdot REVENU_{sup2500}^i) + \beta_9 X^i + \tau \end{aligned} \quad (13)$$

Cette spécification est très flexible puisqu'elle permet aux variables de revenu  $REVENU_{inf1300}$  et  $REVENU_{sup2500}$  d'influencer la constante de l'équation (effet fixe) mais aussi la pente des deux variables clé que sont  $DC^i$  et  $DT^i(\alpha = 0)$ . La valeur du temps de l'individu  $i$  dépend alors de son revenu puisqu'elle s'écrit :

$$\lambda^i = \frac{\beta_2 + \beta_6 REVENU_{inf1300}^i + \beta_8 REVENU_{sup2500}^i}{\beta_1 + \beta_5 REVENU_{inf1300}^i + \beta_7 REVENU_{sup2500}^i}$$

Il en est de même pour l'utilité marginale du revenu que nous utiliserons pour calculer les surplus. Elle est simplement la dérivée de l'expression (13) par rapport à  $DC^i$  :

$$\gamma^i = \beta_1 + \beta_5 REVENU_{inf1300}^i + \beta_7 REVENU_{sup2500}^i. \quad (14)$$

La méthode s'organise alors en cinq étapes :

- Nous estimons économétriquement les paramètres de l'équation (13) sur la base EGT 2001-2002. Les paramètres ainsi estimés  $\hat{\beta}_i$  permettent de calculer l'utilité relative du choix modal de chaque individu  $\Delta\hat{\Gamma}^i(\alpha) = \hat{\Gamma}_{TC}^i - \hat{\Gamma}_{VP}^i(\alpha)$  en fonction de la variable indicatrice du péage  $\alpha$ . On peut ainsi prédire le choix modal des automobilistes avec ou sans péage.
- Nous utilisons les paramètres estimés  $\hat{\beta}_i$  pour prédire l'utilité  $\Delta\hat{\Gamma}^i(\alpha = 0)$  des individus avant l'instauration du péage
- Nous estimons une fonction débit-vitesse qui lie le niveau de trafic avec la vitesse de déplacement pour calculer l'effet du péage sur les temps de trajets en voiture  $T_{VP}^i(\alpha = 1)$ .
- Par itération, nous utilisons les paramètres estimés  $\hat{\beta}_i$  et le temps de trajet estimé  $\hat{T}_{VP}^i(\alpha = 1)$  pour calculer l'utilité  $\Delta\hat{\Gamma}^i(\alpha = 1)$  des individus après instauration du péage et identifier ceux qui abandonnent leur voiture.
- Nous utilisons les expressions (11) et (14) pour calculer les variations de surplus individuel.

## 2.3 Description des données utilisées

Les données utilisées sont issues de l'Enquête Globale de Transport (EGT) de 2001-2002. Cette enquête, pilotée par la Direction Régionale de l'Équipement d'Ile-de-France (DREIF), est réalisée régulièrement depuis 25 ans. Elle permet de suivre et d'analyser les pratiques des Franciliens en matière de déplacements.

L'échantillon enquêté est représentatif de la population francilienne, tant par les caractéristiques sociales que géographiques. Pour l'EGT de 2001-2002, 10 500 ménages franciliens ont été enquêtés entre octobre 2001 et avril 2002. Chacun des membres du ménage de six ans ou plus est interrogé sur tous les déplacements qu'il a effectués la veille du jour de l'enquête. Pour chacun de ses déplacements, les enquêteurs recueillent un nombre important de caractéristiques, par exemple : les heures de départ et d'arrivée, les motifs de déplacement, les origines, les destinations ou encore le(s) mode(s) de déplacement utilisés. Les enquêteurs recueillent également les caractéristiques générales du ménage (e.g., localisation, revenu, nombre de personnes) ainsi que les caractéristiques de chacun de ses membres (e.g., âge, sexe, profession).

Nous nous limitons aux déplacements des individus utilisant la voiture ou les transports collectifs. Nous excluons donc les déplacements en deux-roues ou à pied considérant que les péages relevaient d'une alternative voiture versus transport collectif. Par ailleurs, comme nous l'avons déjà signalé, nous nous cantonnons à l'estimation du choix modal des déplacements domicile-travail. C'est une limite importante de notre étude puisque ces déplacements ne représentent qu'environ 51,5% des déplacements en voiture ou en transports en commun dans Paris intra muros. Mais l'estimation économétrique de la fonction d'utilité des usagers se déplaçant pour un motif non régulier (faire des courses, sortir au cinéma) pose traditionnellement des problèmes en économie des transports car les équations économétriques ne permettent pas de prendre en compte les facteurs hétérogènes motivant ces déplacements. En outre, nous ne conservons que les individus ayant le permis de conduire et appartenant à un ménage qui possède au moins une voiture. Au final, nos estimations sont effectuées sur un échantillon de 2 554 déplacements.

Par ailleurs, nous avons été confrontés à quelques difficultés pratiques. La première est que nous ne disposons pas des valeurs de  $T_{VP}$  pour les individus ayant choisi les transports collectifs et, symétriquement nous n'avons pas celle de  $T_{TC}$  pour les automobilistes. En effet, seul est observé dans la base EGT le temps du déplacement effectué et pas celui du déplacement sur le même parcours avec le mode de transport alternatif. Pour régler ce problème, nous avons développé une méthode simple de matching dont le principe est le suivant : pour un individu  $i$ , nous avons identifié les individus ayant effectué le même trajet Origine-Destination sur le même créneau horaire mais avec le mode alternatif. Nous avons alors calculé la vitesse moyenne de trajet de ces individus et avons affecté cette vitesse à l'individu  $i$ . Pour estimer les coûts  $C_{VP}$  et  $C_{TC}$ , nous utilisons des données générales (prix du ticket de métro, coût kilométrique de la voiture, etc.). Nous intégrons la possibilité de disposer d'un abonnement de carte orange que nous amortissons sur l'ensemble des déplacements effectués dans la période considérée. Les détails de ces deux procédures sont disponibles auprès de l'auteur.

Enfin, nous utilisons des variables de contrôle classiquement utilisées dans ce type d'analyse (voir par exemple Teubel, 2000). Les variables retenues sont :

- EFFECTIF\_MENAGE décrivant le nombre de membres du ménage de l'individu effectuant le déplacement ;
- NB\_VOITURES décrivant le nombre de voitures dans le ménage ;
- FEMME = 1 si l'individu est une femme, 0 sinon ;
- $OD_k$  qui sont un jeu de variables binaires décrivant la zone de carte orange d'origine et de destination du déplacement.

Le Tableau 1 présente les statistiques descriptives principales de l'échantillon et des variables utilisées pour l'estimation et pour la répartition des individus dans les différents groupes à valeur du temps homogène. On observe ainsi que les automobilistes représentent environ 57 % de l'échantillon, que les trajets en voiture ont une durée plus faible de 6,77 minutes ou que les femmes sont minoritaires (42 %).

**Tableau 1 : Statistiques descriptives de l'échantillon utilisé**

| Variable                 | Définition  | Nb observations | Moyenne | Ecart-type |
|--------------------------|---|-----------------|---------|------------|
| VP                       | = 1 si choix voiture, 0 si usage des TC               | 3 294           | 0,57    | 0,50       |
| $DT = T_{TC} - T_{VP}$   | Différence temps trajet TC voiture (en minutes)       | 3 274           | 6,77    | 54,07      |
| $DC = C_{TC} - C_{VP}$   | Différence coût TC voiture (en euros)                 | 3 289           | -3,79   | 4,07       |
| REVENU PAR TETE          | € par mois  | 2 782           | 1 958   | 1 144      |
| REVENU PAR TETE SUP 2500 | = 1 si revenu par tête mensuel $\geq$ 2500 €, 0 sinon | 2 782           | 0,27    | 0,44       |
| REVENU PAR TETE INF 1300 | = 1 si revenu par tête mensuel $<$ 1300 €, 0 sinon    | 2 782           | 0,31    | 0,46       |
| FEMME                    | = 1 si l'individu est une femme, 0 sinon              | 3 294           | 0,42    | 0,49       |
| EFFECTIF_MENAGE          | Nb d'individus dans le ménage                         | 3 294           | 2,94    | 1,31       |
| NB_VOITURES              | Nb de voitures dans le ménage                         | 3 072           | 1,49    | 0,64       |

## 2.4 Estimation économétrique du choix modal

Le Tableau 2 présente les résultats de l'estimation du choix modal. Le modèle est satisfaisant puisqu'il explique une bonne partie de la variabilité de l'échantillon (pseudo R<sup>2</sup> de McFadden de 0,44). Concernant les déplacements effectués dans, à partir de, ou à destination de Paris, le modèle fournit des prédictions exactes des choix modaux dans 77,5% des cas (78,4% lorsque le déplacement observé est réalisé en voiture et 77,2% lorsque le déplacement observé est réalisé en TC).

Par ailleurs, nous allons voir que les coefficients ne présentent pas de signes absurdes. Avant de commenter ces coefficients, il est nécessaire de rappeler que l'effet revenu est pris en compte en incluant les deux variables REVENUinf1300 et REVENUup2500 ; la classe de revenu de référence rassemble donc les individus ayant un revenu mensuel par tête compris entre 1300 et 2500 €. Les coefficients spécifiques à ce groupe, c'est à dire les coefficients de DT et DC sont clairement significatifs et présentent, en outre, des signes qui ne sont pas absurdes. Ainsi, la propension à prendre sa voiture augmente bien quand la différence de coût entre les TC et la voiture diminue. Parallèlement, la propension à prendre la voiture est bien une fonction croissante du temps gagné en prenant la voiture plutôt que les TC.

Les coefficients des deux autres groupes (i.e., le groupe des individus ayant un revenu mensuel par tête supérieur à 2500 € et le groupe des individus ayant un revenu mensuel par tête inférieur à 1300 €) doivent être interprétés au regard des coefficients du groupe de référence. Concentrons nous dans un premier temps sur les coefficients décrivant le comportement du groupe des individus les plus riches (i.e.,  $REVENU_{sup2500}$ ,  $DT*REVENU_{sup2500}$ ,  $DC*REVENU_{sup2500}$ ). Ces trois coefficients sont tous les trois significatifs à 5%. Cela signifie que, toutes choses égales par ailleurs, l'impact de DC et DT sur le choix modal n'est pas le même pour les individus les plus riches de l'échantillon que pour les individus du groupe de référence. Au moment de choisir leur mode de transport, les individus les plus riches sont moins sensibles au coût relatif de la voiture (toutes choses égales par ailleurs). En effet, l'effet fixe (Constante +  $REVENU_{sup2500}$ ) et l'effet sur la pente de la variable DC ( $DC + DC*REVENU_{sup2500}$ ) du groupe des individus les plus riches sont plus faibles que l'effet fixe et l'effet sur la pente du groupe de référence (Constante et DC). En revanche, bien que l'influence de DT sur le choix modal ne soit pas la même pour le groupe des individus les plus riches et pour le groupe de référence, il n'est pas possible de caractériser précisément cette différence (pente plus élevée mais effet fixe plus faible).

Les résultats de la régression montrent en revanche que les coefficients du groupe des individus ayant un revenu inférieur à 1300 € mensuels (i.e.,  $REVENU_{inf1300}$ ,  $DT*REVENU_{inf1300}$  et  $DC*REVENU_{inf1300}$ ) ne sont pas significativement différents de zéro (sauf à accepter des risques de première espèce très élevés). Cela signifie que, toutes choses égales par ailleurs, l'impact de DT et DC sur le choix modal est le même pour tous les individus ayant un revenu par tête inférieur à 2500 €. Comme nous l'avons signalé plus haut, nous aurions ainsi pu nous limiter à une partition de la population en deux classes de revenu.

Regardons à présent les variables de contrôle du modèle. On observe tout d'abord clairement que le sexe de l'individu ainsi que le nombre de voitures possédées par le ménage influencent le choix modal. La propension à opter pour la voiture augmente avec le nombre de voitures possédées par le ménage mais diminue si l'individu est une femme.

**Tableau 2 : Résultats de l'estimation du choix modal : Pr(VP=1)**

|                               | Coefficient | Ecart type | p-value |
|-------------------------------|-------------|------------|---------|
| Constante                     | -1,369      | 0,273      | 0,000   |
| DC                            | 0,375       | 0,040      | 0,000   |
| DT                            | 0,046       | 0,004      | 0,000   |
| REVENUinf1300                 | -0,074      | 0,203      | 0,714   |
| DC*REVENUinf1300              | -0,009      | 0,040      | 0,821   |
| DT*REVENUinf1300              | -0,002      | 0,006      | 0,737   |
| REVENUsup2500                 | -0,446      | 0,203      | 0,028   |
| DC*REVENUsup2500              | -0,088      | 0,041      | 0,035   |
| DT*REVENUsup2500              | 0,016       | 0,008      | 0,042   |
| FEMME                         | -0,721      | 0,121      | 0,000   |
| Effectif_MENAGE               | -0,099      | 0,052      | 0,054   |
| NB_VOITURES                   | 1,267       | 0,116      | 0,000   |
| OD <sub>k</sub>               | -           | -          | -       |
| 2554 observations             |             |            |         |
| LR chi2 (41) = 1554,92        |             |            |         |
| Log vraisemblance = -968,5054 |             |            |         |

Le Tableau 3 rassemble les valeurs du temps des différents groupes d'utilisateurs. Il confirme que les hauts revenus ont des valeurs du temps plus élevées. En revanche, la différence de valeur du temps entre les individus ayant un revenu par tête compris entre 1300 et 2500 € et ceux ayant un revenu inférieur à 1300 € n'est pas significative.

**Tableau 3 : Valeurs du temps des différents groupes d'usagers**

| <b>Groupe</b>  | Nombre<br>d'observations | Valeur du<br>temps |
|--|--------------------------|--------------------|
| Revenu mensuel par tête < 1300 €                     | 890                      | 7,1 €/h            |
| Revenu mensuel par tête $\geq$ 1300 € et<br>< 2500 € | 938                      | 7,3 €/h            |
| Revenu mensuel par tête $\geq$ 2500 €                | 726                      | 12,9 €/h           |

## 2.5 Estimation du temps gagné grâce au péage

Ce temps est calculé à l'aide d'une fonction trafic-vitesse estimée économétriquement sur un échantillon qui décrit les niveaux de trafic et les vitesses dans 19 tranches horaires de déplacements. Pour chaque tranche, nous calculons le trafic total automobile dans Paris intra muros et la vitesse moyenne des déplacements internes à Paris. La régression du logarithme du trafic<sup>3</sup> sur la vitesse en mètre par minute présente un R2 de 0.62 et nous fournit l'équation suivante :

$$VITESSE = -38.5 \cdot \ln TRAFIC + 321$$

Nous utilisons cette équation pour calculer les gains de temps en effectuant deux hypothèses simplificatrices : (i) les automobilistes circulant partiellement dans la zone, c'est à dire ceux dont l'origine ou la destination est hors de la zone, effectuent une distance correspondant à la moyenne des distances effectuées par ceux se déplaçant uniquement à l'intérieur de la zone (soit 3170 mètres pour Paris intra Muros) ; (ii) la diminution de trafic induite par le péage est égale à la diminution prédite chez les automobilistes effectuant des déplacements réguliers (i.e., « quotidiens ou presque » selon l'enquête EGT), ce qui revient à faire l'hypothèse que les automobilistes non réguliers se comportent globalement comme les automobilistes réguliers. La première hypothèse est nécessaire car la base EGT 2001-2002 ne décrit pas la longueur de la partie du déplacement effectuée dans Paris. La seconde est nécessaire car nous n'estimons que le choix modal des usagers réguliers.

## 2.6 Estimation du temps gagné grâce au péage

Les quatre scénarios sont décrits dans le Tableau 4. Nous étudions deux péages de zone : (i) *zone Paris* qui couvre toute la ville et (ii) *zone Paris 10* qui couvre les dix premiers arrondissements de Paris, ce qui correspond approximativement à la dimension du célèbre péage londonien (21 km<sup>2</sup> à Londres contre 23 km<sup>2</sup> pour *zone Paris 10*). Un péage *cordon*

---

<sup>3</sup> Attention, il ne s'agit que du trafic total observé dans la base EGT 2001-2002, càd. le trafic lié aux seuls déplacements individuels (ce qui exclut en particulier le trafic de livraison, de transport de marchandise, etc.)

*Paris* couvrant l'ensemble de Paris intra muros est également analysé. Par rapport au péage *zone Paris*, le péage cordon n'est acquitté que par les automobilistes entrant dans Paris.<sup>4</sup> Enfin, nous considérons une variante du péage *zone Paris* dans laquelle les automobilistes parisiens ne payent que 10% du montant du péage comme à Londres.

Pour permettre leur comparaison, nous les normalisons pour qu'ils réalisent tous un niveau de réduction de trafic identique de 20%. Le Tableau 4 présente le niveau du tarif permettant d'induire cette diminution d'après nos estimations. On observe ainsi que le péage *zone Paris* doit être fixé à 2,80 € alors que le péage *zone Paris 10* exige un tarif de 2,35 €. Cela semble indiquer qu'il est plus facile d'opter pour les transports en commun pour les automobilistes circulant dans l'hyper-centre de Paris. Le péage *cordon Paris* inclut logiquement un tarif beaucoup plus élevé (3,85 €) puisque seuls payent les automobilistes entrant dans Paris. Selon la même logique, le tarif de base nécessaire pour obtenir une réduction de trafic de 20% est plus élevé que celui du péage *zone Paris* quand on exempte partiellement les résidents (4,90 € contre 2,80 €).

**Tableau 4 : Description des quatre scénarios : définition, trafic concerné et niveau du péage permettant une diminution du trafic automobile régulier de 20%**

| Péage                                   | Définition   | Trafic dans la zone*<br>x 1000 déplacements | % trafic tarifé            | Péage journalier |
|---|--|---|----------------------------|------------------|
| <b>zone Paris</b>                       | Est tarifée la circulation dans ou à travers Paris                       | 2 420                                       | 100 %                      | 2,80 €           |
| <b>zone Paris 10</b>                    | Est tarifée la circulation dans ou à travers les 10 1ers arrondissements | 574   | 100 %                      | 2,35 €           |
| <b>cordon Paris</b>                     | Est tarifée la circulation entrante dans Paris                           | 2 420                                       | 85 %                       | 3,85 €           |
| <b>Zone Paris + exemption résidents</b> | Réduction de 90% pour les résidents de Paris intra muros                 | 2 420                                       | 100%<br>(32% de résidents) | 4,90 €           |

\* Ce nombre décrit les déplacements individuels par jour qu'ils soient réguliers ou non, et en voiture particulière ou en véhicule utilitaire.

<sup>4</sup> Il est également possible de ne faire payer que ceux qui sortent de la zone. On parle alors de cordon "sortant".



### 3 Les résultats

Nous allons procéder en trois temps. Tout d'abord, nous présentons et commentons les résultats sur les variations moyennes de surplus et le pourcentage de gagnants dans les quatre scénarios. Nous cherchons ainsi à mesurer le degré d'acceptabilité politique globale de chaque scénario. Nous examinons ensuite l'ampleur de la redistribution opérée par chaque scénario entre différentes classes de revenu. Enfin, nous étudions la redistribution entre automobilistes parisiens et non parisiens.

#### 3.1 Comparaisons des variations moyennes de surplus

Le Tableau 5 décrit la variation moyenne de surplus induite par les différents scénarios ainsi que quelques variables susceptibles d'influencer l'acceptabilité politique des différents scénarios. Le résultat le plus important est que, quel que soit le scénario, la variation de surplus est nettement négative. En d'autres termes, les automobilistes perdent globalement lors de l'instauration d'un péage. Ce résultat n'est pas surprenant quand on se réfère aux valeurs du temps présentées dans le Tableau 3. Au maximum, elles atteignent 13 € par heure. A ce niveau, un péage de l'ordre de 3 € doit faire gagner environ 14 minutes de trajet pour juste compenser le prix du péage. Ce gain de temps est impossible dans des zones tarifées de petite taille comme le sont les péages *zone Paris* ou *zone Paris 10* compte tenu de la durée des déplacements qui y sont effectués (22 minutes en moyenne dans Paris intra muros).<sup>5</sup>

Le niveau des pertes individuelles est légèrement plus faible dans un péage *zone Paris 10* (en moyenne, 0,80 € pour *zone Paris* contre 0,65 € pour *zone Paris 10*). Une explication possible est que dans l'hyper-centre de Paris, le report modal sur les transports collectifs est une solution moins coûteuse qu'ailleurs (à cause de la densité du réseau ou de la proportion plus importante de trajets courts). Une seconde explication est que la valeur du temps de ceux qui circulent dans les dix premiers arrondissements est plus élevée que la moyenne des automobilistes de Paris car ils sont, toutes choses égales par ailleurs, plus riches. Ils valorisent donc plus la réduction de la congestion.

Dans ces deux premiers cas, aucun déplacement ne suscite de variation positive. Cela change évidemment quand une partie du trafic est partiellement ou totalement exemptée du péage (*cordon Paris* et *Paris + exemption des résidents*) puisqu'une partie des automobilistes va bénéficier de la fluidification du trafic sans en supporter l'inconvénient financier. La proportion de gagnants est d'ailleurs nettement plus forte chez les automobilistes résidant à Paris.

En revanche, du point de vue de la perte moyenne, ces deux scénarios diffèrent nettement. La perte moyenne du péage *zone Paris + exemption des résidents* (0,64 €), est nettement plus faible que celle du péage de zone simple (0,80 €). Comment l'expliquer ? D'un côté, l'exemption des résidents diminue les pertes moyennes car la quasi-totalité des résidents reste sur la chaussée : ils bénéficient alors à plein du rabais (0,49 € au lieu de 4,9 €). Mais en contrepartie, les non résidents acquittent un péage plus cher (4,9 € pour le péage avec

---

<sup>5</sup> Le fait que les surplus individuels des automobilistes soient négatifs ne signifie pas pour autant que le péage est économiquement inefficace. En effet, dans un bilan général, le coût financier n'est pas comptabilisé puisqu'il s'agit d'un transfert (en l'occurrence, des automobilistes vers ceux qui bénéficieront de la recette du péage).

exemption au lieu de 2,8 € pour le péage de zone simple), ce qui augmente leurs pertes moyennes par rapport au péage de zone simple (toutes choses égales par ailleurs). Le premier effet l'emporte car la part des résidents dans l'ensemble des automobilistes restant sur la chaussée est relativement élevée (environ 59%).

La perte moyenne liée à un péage cordon est à l'opposé nettement plus élevée que celle suscitée par un péage de zone (0,95 € contre 0,80 €). En effet, un péage cordon n'exempte qu'une partie faible des automobilistes (les 15% effectuant des déplacements internes à Paris). Et cependant, pour conserver une réduction de trafic de 20%, le Tableau 4 montre que le tarif doit être augmenté jusqu'à 3,85 €. L'importance de cette augmentation provient du fait que les déplacements automobiles internes à Paris sont les plus facilement substituables par les transports en commun. Les exempter conduit alors à imposer un signal prix très strict sur les déplacements entrants.

**Tableau 5 : Variation moyenne de surplus et proportion de gagnants dans les différents scénarios de péage**

| <b>Péage</b>                            | Variation moyenne de surplus | Ecart type | % déplacements avec variation positive du surplus | % déplacements des parisiens avec variation positive du surplus |
|---|------------------------------|------------|---|---|
| <b>zone Paris</b>                       | -0,80 €                      | 0,20       | 0,0%  | 0,0%  |
| <b>zone Paris 10</b>                    | -0,65 €                      | 0,19       | 0,0%  | 0,0%  |
| <b>cordons Paris</b>                    | -0,95 €                      | 0,57       | 15,7%   | 29,4%   |
| <b>zone Paris + exemption résidents</b> | -0,64 €                      | 0,76       | 22,3%   | 41,8%   |

## 3.2 Redistribution entre classes de revenu

### Comparaison des péages *zone Paris* et *zone Paris 10*

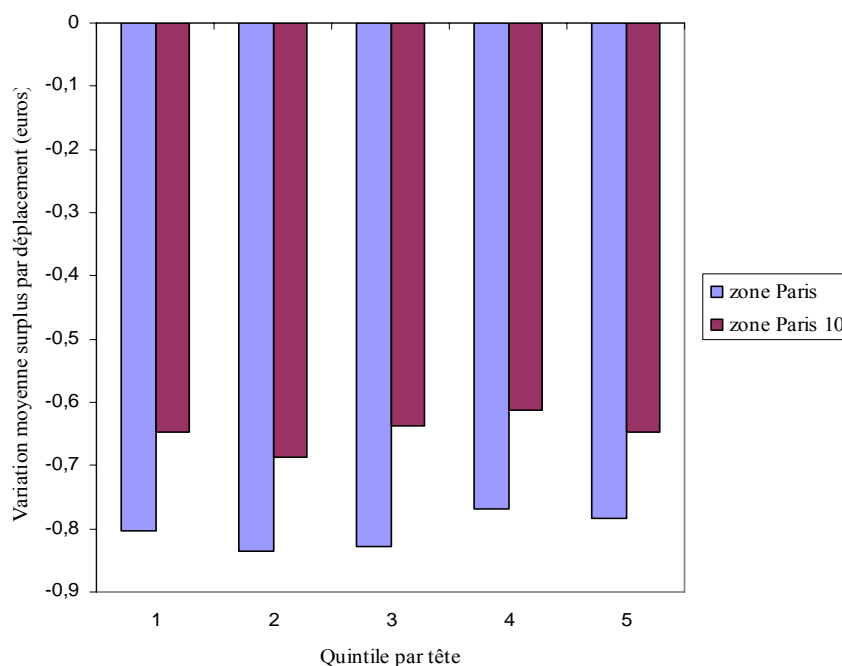
Nous entamons la comparaison par les deux péages de zone. Pour mesurer l'équité sociale des différents scénarios, nous allons utiliser deux indicateurs :

- La relation entre le niveau de revenu et la variation de surplus individuel. Si cette variation ne dépend pas du revenu, le péage n'opère aucune redistribution entre les différentes classes de revenu. Si cette variation de surplus augmente (diminue) avec le revenu, il y a redistribution au profit des individus les plus riches (pauvres).

- La relation entre le niveau de revenu et la variation de surplus exprimée en proportion du revenu. Ce critère correspond à la notion de régressivité telle qu'elle est définie en économie publique. Un péage est régressif si la variation de surplus exprimée en proportion du revenu augmente avec le revenu. Ce critère est bien évidemment plus strict que le précédent puisqu'un scénario n'opérant aucune redistribution est mécaniquement régressif.

Le Graphique 1 représente la moyenne de la variation de surplus individuel par déplacement en euros lié à l'instauration du péage par quintile de revenu par tête. Le quintile 1 rassemble les 20% d'individus ayant le revenu par tête le plus faible ; les quintiles 1 et 2 rassemblent les 40% d'individus ayant le revenu par tête le plus faible, etc.

**Graphique 1 : Moyenne de la variation de surplus individuel par quintile de revenu par tête (€/déplacement) lié à l'instauration des péages *zone Paris* et *zone Paris 10*.**



D'un point de vue plus global, le Graphique 1 montre que la perte moyenne de chaque quintile varie dans un intervalle assez restreint : 0,77 à 0,84 € pour le péage *zone Paris* et 0,61 à 0,69 € pour *zone Paris 10*. Cela signifie que la redistribution opérée par le péage est finalement modeste.

Les plus riches perdent-ils moins que les plus pauvres ? Le Graphique 1 montre que la variation de surplus est semblable pour tous les quintiles. En d'autres termes, les deux scénarios sont à peu près neutres selon ce critère.

Ce résultat sur l'absence d'effets distributifs des péages de zone peut paraître contre-intuitif. Nous avons développé en introduction le raisonnement habituel selon lequel les individus à haut revenu – et donc à fortes valeurs du temps – tendaient à valoriser plus fortement la réduction de la congestion. Ce raisonnement ne s'applique qu'aux automobilistes restant sur la chaussée, c'est-à-dire à 80% de l'effectif. Mais il ne s'applique pas aux 20% qui abandonnent leurs voitures au profit des transports en commun. Le Tableau 6 décrit les variations de surplus et le revenu moyen de ces deux groupes dans le cas du scénario *zone Paris*. On constate que les pertes des 20% qui abandonnent leur voiture sont plus faibles que celles des automobilistes restant sur la chaussée et que leur revenu moyen est plus faible. Ainsi, deux effets se superposent : d'une part, à l'intérieur du groupe des automobilistes restant sur la chaussée, les individus les plus riches perdent moins que les individus les plus pauvres<sup>6</sup>, et d'autre part, les individus qui abandonnent leur voiture, plus pauvres que les individus restant sur la chaussée, perdent moins que ces derniers. Le Graphique 1 montre que ces deux effets se compensent globalement.

**Tableau 6 : Moyennes de la variation de surplus individuel et du revenu par tête de différents groupes d'automobilistes (scénario *zone Paris*)**

|  | Moyenne variation surplus<br>par déplacement | Revenu mensuel par tête<br>moyen |
|--|--|----------------------------------|
| Automobilistes restant sur la<br>chaussée après instauration du<br>péage | -0,86 €                                      | 2 500 €                          |
| Automobilistes optant pour les<br>transports en commun                   | -0,57 €                                      | 1 801 €                          |

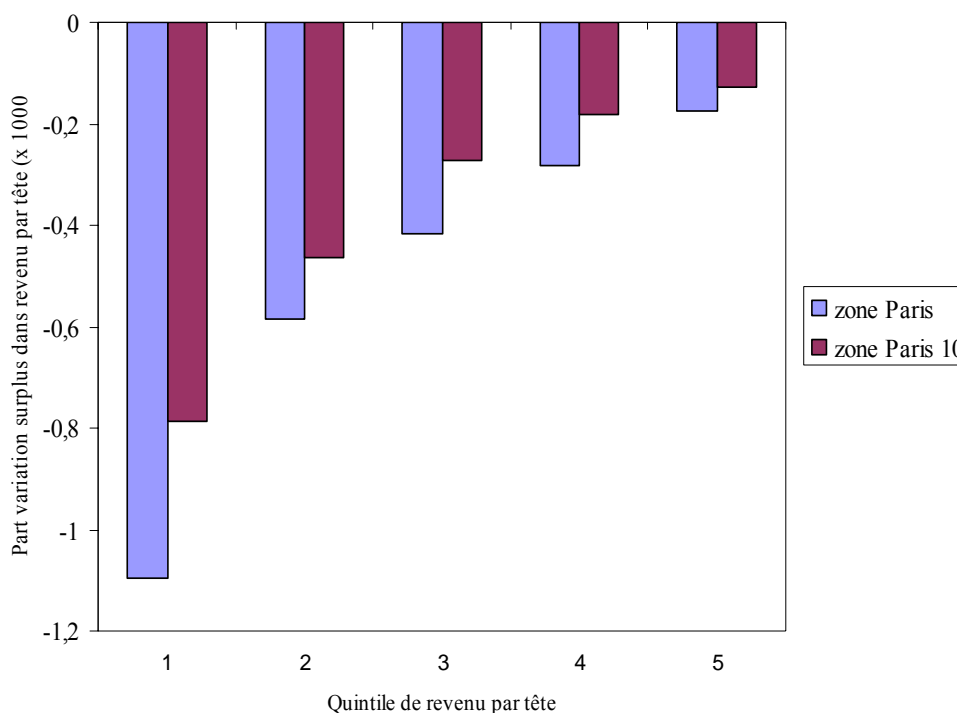
Les résultats évoluent si l'on exprime la variation de surplus en pourcentage du revenu. Dans cette optique, le Graphique 2 représente la variation de surplus individuel divisée par le revenu par tête, toujours pour différents quintiles de revenu. La relation entre surplus relatif et revenu est cette fois clairement croissante. Le péage est donc régressif.

Terminons cette discussion en comparant les péages *zone Paris* et *zone Paris 10*. La forme de la relation entre variation de surplus et niveau de revenu est la même dans les deux cas que le surplus soit exprimé en absolu ou en relatif. On peut toutefois différencier les deux scénarios si l'on adopte une conception de l'équité sociale rawlsienne qui se concentre sur la situation des individus ayant les revenus les plus faibles. Cette perspective invite à se concentrer sur le sort des individus du premier quintile. Or, de ce point de vue, les deux scénarios divergent. En termes absolus ou relatifs, le scénario *zone Paris 10* est légèrement plus équitable puisque la perte des plus pauvres est légèrement plus faible.

---

<sup>6</sup> Si l'on considère le groupe des automobilistes restant sur la chaussée après l'instauration du péage, la perte moyenne pour les automobilistes les plus pauvres (quintiles 1 à 3) est de 0,90 € tandis la perte des automobilistes les plus riches (quintiles 4 et 5) n'est que de 0,80 €.

**Graphique 2 : Part moyenne de la variation de surplus individuel dans le revenu par tête par quintile de revenu par tête (péages zone Paris et zone Paris 10)**



### **Comparaison des péages zone Paris, cordon Paris et zone Paris + exemption résidents**

Nous nous concentrons maintenant sur des scénarios de péage couvrant Paris qui exemptent partiellement ou totalement certains automobilistes : le péage cordon et le péage de zone avec un rabais de 90% pour les automobilistes résidents. Ils sont comparés au scénario de référence zone Paris.

Le Graphique 3 représente la relation entre la variation de surplus individuel et le niveau de revenu par tête. On constate tout d'abord que *cordon Paris* et *zone Paris + exemption résidents* sont à l'origine d'une plus grande redistribution entre les classes de revenu que le péage de zone simple. La perte du péage cordon Paris varie de 0,73 à 1,05 € et celle de *zone Paris + exemption résidents* varie de 0,33 à 0,86 €.

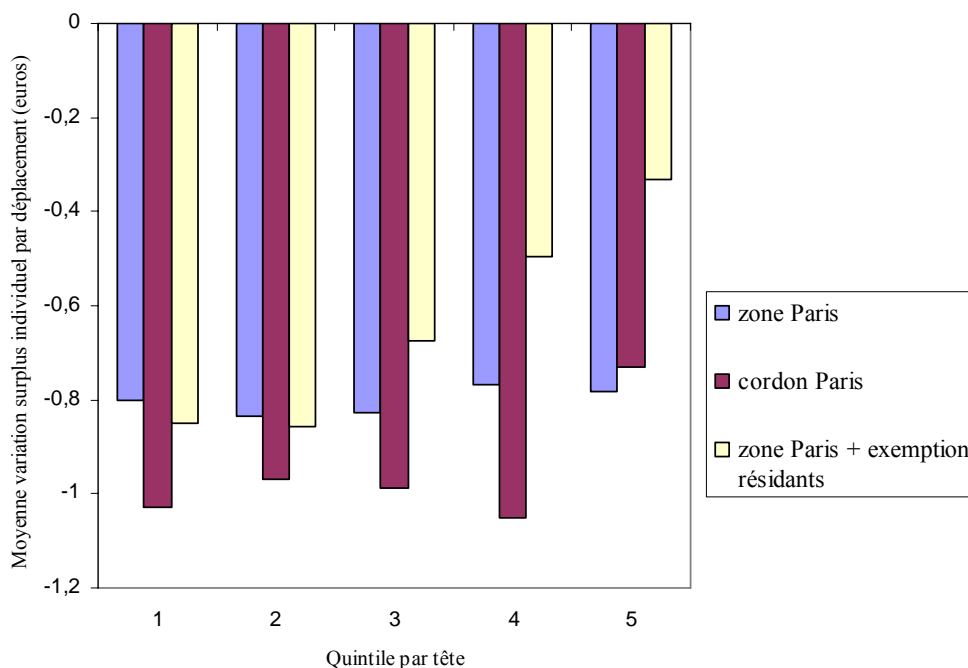
En faveur de qui se fait cette redistribution ? La réponse est très claire pour le scénario *zone Paris + exemption résidents* : la perte liée à l'instauration du péage est une fonction décroissante du niveau de revenu. Ce phénomène est lié au fait que la proportion de résidents est plus importante dans les quintiles élevés : les résidents représentent environ 39% des individus des quintiles 1 et 2, mais ils représentent 50% des individus du quintile 3, 63% des individus du quintile 4 et enfin 70% des individus quintile 5.

Les effets distributifs du scénario *cordon Paris* sont légèrement différents. En effet, les pertes moyennes sont relativement similaires pour les quatre premiers quintiles. En revanche,

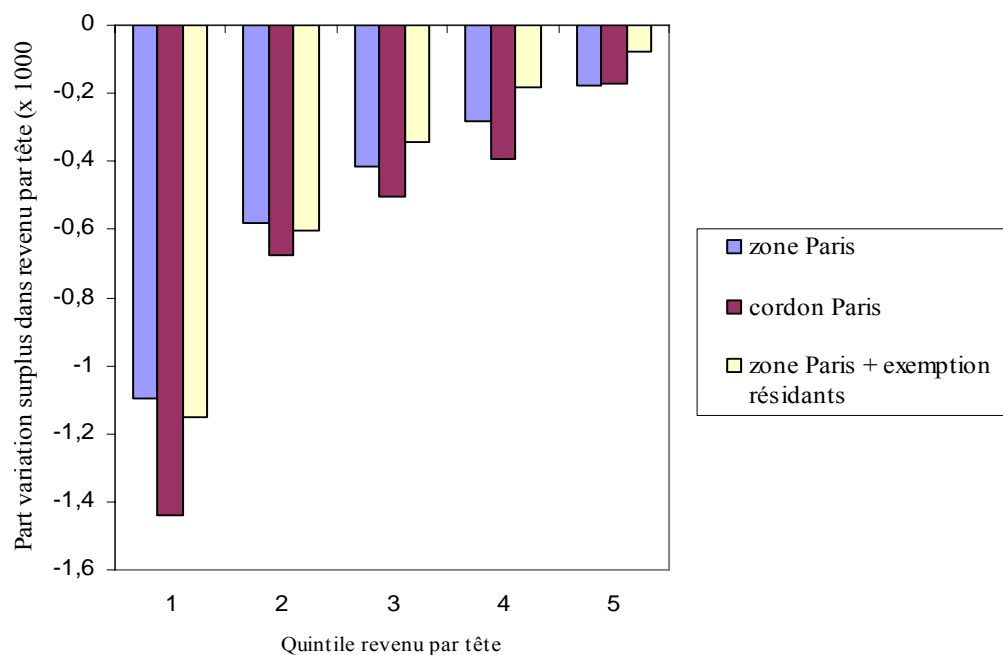
la perte est nettement plus faible pour les individus du dernier quintile. Ce résultat provient essentiellement du fait que le scénario *cordon Paris* ne tarifie pas les déplacements domicile-travail effectués (exclusivement) à l'intérieur de la capitale. Or, ces déplacements non tarifés sont par définition réalisés par des Parisiens qui représentent, comme nous venons de le voir, 70% des individus du quintile 5.

Par ailleurs, le Graphique 4 montre sans surprise que les deux scénarios avec exemption sont régressifs : la perte moyenne liée à l'instauration du péage représente une part plus importante dans le revenu des plus pauvres que dans celui des plus riches.

**Graphique 3 : Moyenne de la variation de surplus individuel par quintile de revenu par tête (€/déplacement) lié à l'instauration des péages *zone Paris*, *cordon Paris* et *zone Paris + exemption résidents***



**Graphique 4 : Part moyenne de la variation de surplus individuel dans le revenu par tête par quintile de revenu par tête (péages *zone Paris* et *cordon Paris* et *zone Paris + exemption des résidents*)**



### 3.3 Redistribution entre Parisiens et banlieusards

Le Tableau 7 présente les pertes moyennes liées à l'instauration des quatre scénarios de péage pour ces deux catégories d'individus. Le premier résultat marquant est que les automobilistes parisiens perdent autant que leurs homologues banlieusards lors de l'instauration du péage *zone Paris* (la différence de 3 centimes d'€ n'est pas significative). De la même manière, les différences de pertes moyennes sont également très faibles (5 centimes d'€) pour le péage *zone Paris 10*.

**Tableau 7 : Variation de surplus des automobilistes Parisiens par rapport aux non-Parisiens par déplacements**

| <b>Péage</b>                            | <b>Parisiens</b> | <b>Banlieusards</b> |
|---|------------------|---------------------|
| <b>zone Paris</b>                       | -0,82 €          | -0,79 €             |
| <b>zone Paris 10</b>                    | -0,62 €          | -0,67 €             |
| <b>cordon Paris</b>                     | -0,82 €          | -1,11 €             |
| <b>zone Paris + exemption résidents</b> | -0,03 €          | -1,39 €             |

Comment expliquer ce résultat ? D'un côté, les automobilistes parisiens ont un revenu mensuel par tête, et donc une valeur du temps, nettement plus élevée que les autres automobilistes franciliens (2684 € par mois contre 1994 €). Toutes choses égales par ailleurs, ils valorisent donc plus la réduction de la congestion. Mais un autre mécanisme compense ce phénomène. La proportion des automobilistes parisiens restant sur la chaussée après l'instauration du péage (environ 89%) est plus importante que celle des non parisiens (70%). Or les pertes des individus qui abandonnent leur voiture sont plus faibles que celles des automobilistes restant sur la chaussée (0,56 € contre 0,85 chez les Parisiens et 0,57 € contre 0,85 chez les autres Franciliens).

Les autres résultats sont conformes aux attentes. La perte moyenne des Parisiens est ainsi moins élevée que celle des autres Franciliens pour *cordon Paris*. En effet, ce scénario exempte du péage les déplacements domicile-travail effectués à l'intérieur de Paris et ces déplacements sont par définition réalisés exclusivement par des Parisiens. La différence de perte moyenne n'est cependant pas très importante (environ 30%). En revanche, les automobilistes parisiens ne perdent quasiment rien lors de l'instauration du péage avec exemption pour les résidents (3 centimes d'€) contrairement aux banlieusards qui perdent en moyenne 1,39 €.

## Conclusion

La simulation des effets distributifs de différents scénarios de péage a permis de dégager quatre types de résultats.

Tout d'abord, nous avons montré que les automobilistes supportent des pertes de l'ordre de 0,80 € par déplacement lors de l'introduction d'un péage réduisant de 20% le trafic. Cela n'est pas vraiment surprenant quand on considère les valeurs du temps des automobilistes. Elles atteignent 13 € par heure au maximum, ce qui nécessite de gagner environ 14 minutes pour compenser le prix d'un péage de 3 € par exemple. Dans des scénarios géographiquement limités à Paris un gain de temps de cette ampleur est très peu probable.<sup>7</sup>

Si tous les scénarios suscitent des pertes, celles-ci n'ont pas toutes la même ampleur. Elles sont sensiblement plus faibles avec un péage de zone exemptant les résidents, ce qui améliore l'acceptabilité politique de cette option. A l'opposé, un péage cordon suscite la perte moyenne la plus élevée.

---

<sup>7</sup> Par exemple, les déplacements internes à Paris en automobile ont une durée moyenne de 22 minutes.



Sur les effets distributifs des péages entre différentes classes de revenus, les conclusions sont divergentes selon que les pertes liées au péage sont mesurées en termes absolus, c'est-à-dire en euros par déplacement, ou en termes relatifs, c'est à dire en pourcentage du revenu par tête. En termes absolus, les péages de zone, qu'ils couvrent Paris ou les dix premiers arrondissements, sont socialement neutres. En revanche, les péages exemptant les résidents ou les automobilistes circulants dans Paris (le péage cordon) font supporter des pertes moins importantes aux individus les plus riches. En termes relatifs, les scénarios sont tous régressifs.

Nous avons également étudié la redistribution opérée par un péage entre les automobilistes parisiens et non parisiens. Cette redistribution est négligeable pour les scénarios de péage de zone sans exemption (*zone Paris* et *zone Paris 10*). Cela n'est évidemment plus le cas avec un péage cordon ou un péage de zone combiné à une réduction de 90% pour les résidents. Ce dernier péage est plus particulièrement favorable aux Parisiens.

Rappelons que le périmètre de cet exercice est limité. Nous ne traitons pas des usagers des transports collectifs qui pourraient être (positivement) affectés si la recette est recyclée pour financer les transports collectifs. En outre, nous ne traitons que les déplacements domicile-travail. Or la moitié des déplacements dans Paris ont d'autres motivations (shopping, loisirs, etc.). On peut faire l'hypothèse qu'un péage réduirait plus fortement ce type de déplacements.

Enfin, l'effet sur les déplacements en véhicules utilitaires n'est pas mesuré. Ces usagers ont a priori une valeur du temps plus élevée que les particuliers et ont une élasticité prix plus faible puisque les transports en commun ne constituent pas une alternative. Par rapport aux particuliers, ce sont a priori des bénéficiaires potentiels des péages.

## Références

- Arnott R., A de Palma, R. Lindsey (1994) "The welfare effects of congestion tolls with heterogeneous commuters", *Journal of Transport Economics and Policy*, 28(2), pp 139-61
- De Palma, A. et Fontan, C., Choix modal et valeurs du temps en Ile-de-France, N°2001-20, juin 2001.
- Foster, C., (1974), "The Regressiveness of Road Pricing", *International Journal of Transport Economics*, Vol. 1, pp. 133-141.
- Glachant M., B. Bureau (2004) Economie des effets distributifs de la tarification de la circulation en zone urbaine, rapport pour la Mission Interministérielle pour l'Effet de Serre.
- Layard R. (1977) "The distributional effects of congestion taxes", *Economica*, 44, pp 297-304.
- Raux C., Souche M. (2004) "The acceptability of urban road pricing", *Journal of Transport Economics and Policy*, 38(2), pp 191-216.
- Safirova, E., Harrington, W., Nelson, P., Parry, I.W. Gillingham, K., 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.
- Small, K.A. (1983) The Incidence of Congestion Tolls on Urban Highways. *Journal of Urban Economics*, 13, pp 90-111
- 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), pp 231-54
- Verhoef ET, Nijkamp P., Rietveld P. (1997) "The social feasibility of road pricing: a case study for the Ranstad area", *Journal of Transport Economics and Policy*, pp 255-276.
- Williams H.C.W.L. (1977) "On the formation of travel demand models and economic evaluation measures of user benefit", *Environment and Planning A*, 9(3), pp 285-344.
- Wooldridge J.M. (2003) *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Second Edition. South Western.