



HAL
open science

Intérêt des modèles quantitatifs urbains pour l'évaluation des politiques de transport

Morgan Ubeda

► To cite this version:

Morgan Ubeda. Intérêt des modèles quantitatifs urbains pour l'évaluation des politiques de transport. Laboratoire interdisciplinaire d'évaluation des politiques publiques (LIEPP); Société du Grand Paris. 2025, pp.32. <hal-04970739>

HAL Id: hal-04970739

<https://sciencespo.hal.science/hal-04970739v1>

Submitted on 28 Feb 2025

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire HAL, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons CC BY-NC-ND 4.0 - Attribution - Non-commercial use - No Derivative Works - International License

Intérêt des modèles quantitatifs urbains pour l'évaluation des politiques de transport

Rapport du LIEPP* réalisé dans le cadre du marché public de recherche et développement lancé par la Société du Grand Paris pour étudier les interactions entre marché du travail et infrastructures de transport n°2020PSC001

Février 2025

Auteur :

Morgan Ubeda - INRAE, UMR 1041 CESAER ; Sciences Po, LIEPP

LIEPP

Services de recherche et développement pour étudier les interactions entre le marché
du travail et les infrastructures de transport.

TRANCHE OPTIONNELLE (TRANCHE N°2)

RAPPORT :

Intérêt des modèles quantitatifs urbains pour l'évaluation des politiques de transport.

Morgan Ubeda

INRAE, UMR 1041 CESAER ; Sciences Po, LIEPP.

26 février 2025

Les opinions émises dans ce rapport sont propres aux auteurs et n'engagent pas la position du LIEPP, de Sciences Po, ou de l'INRAE.

Le Laboratoire Interdisciplinaire d'Évaluation des Politiques Publiques (LIEPP) est un centre d'excellence soutenu par l'Agence Nationale de la Recherche dans le cadre des « Investissements d'avenir » (ANR-11-LABX-0091, ANR-11-IDEX-0005-02)

Résumé

Les grandes infrastructures de transport changent profondément l'organisation spatiale des villes, permettant potentiellement une meilleure allocation des emplois et des gains d'efficacité économique. Si l'exemple du Grand Paris Express a montré que ces effets peuvent s'avérer déterminants dans l'évaluation socio-économique des infrastructures, leur mesure et leur intégration dans le calcul coûts bénéfices sont notoirement difficiles. En particulier, les méthodes employées actuellement peinent à prendre en compte les effets de bouclage entre agglomération et localisation de l'activité, et courent un risque important de double compte.

Or, depuis maintenant dix ans des travaux académiques en économie urbaine ont développé de nouveaux *modèles quantitatifs urbains* (ou *Quantitative Spatial Models*, QSM), intégrant une modélisation des choix de localisation des résidents et des emplois, des marchés fonciers et des marchés du travail, et ce en prenant explicitement en compte le lien entre densité et productivité. Grâce à leur cohérence interne, ces modèles devraient être à même de chiffrer dans un cadre unifié et sans risque de double compte les bénéfices apportés par les gains de temps, la relocalisation de l'activité et les effets d'agglomération.

Le présent rapport étudie le potentiel d'application de ces modèles à l'évaluation des grands projets d'infrastructures de transport. Il procède par l'exemple, en appliquant un modèle quantitatif « canonique » à l'évaluation du Grand Paris Express. Ce faisant, un certain nombre de problèmes pratiques liés à la calibration de certains paramètres et aux différentes façons possibles de calculer la valeur monétaire des variations de bien-être sont discutés. Enfin, nous proposons une revue des modèles quantitatifs existants, à la recherche d'ajouts au modèle canonique qui pourraient présenter un intérêt pour l'évaluation des infrastructures.

Il ressort de notre travail que ces modèles donnent des résultats assez robustes, selon lesquels les effets de localisation et de report modal sont de la plus haute importance, alors que les effets d'équilibre n'exercent qu'une légère force de rappel. En particulier, en ville fermée et avec des élasticités homogènes les effets d'agglomération jouent un rôle négligeable. Partant de ces résultats, nous identifions un certain nombre de mécanismes absents du modèle canonique mais susceptibles d'influencer les bénéfices totaux : la congestion routière, la réglementation foncière et l'hétérogénéité spatiale de l'offre de logements, l'hétérogénéité spatiale et sectorielle des effets d'agglomération, et la prise en compte des autres motifs de déplacement. Bien que certains aient déjà été explorés dans la littérature, une évaluation systématique de leur influence sur l'évaluation des bénéfices des infrastructures serait nécessaire.

Table des matières

1	Introduction	3
2	Modèles quantitatifs urbains	4
2.1	Un « modèle standard »	5
2.1.1	Géographie	5
2.1.2	Travailleurs	6
2.1.3	Entreprises	7
2.1.4	Construction	8
2.1.5	Externalités	8
2.1.6	Équilibre	9
2.1.7	Effets de premier ordre et gains de productivité	9
2.2	Monétarisation des bénéfiques	12
2.2.1	Disposition à payer et choix discret	12
2.2.2	Interprétation alternative des termes d'erreur	12
2.2.3	Approximation	13
3	Application au Grand Paris Express	14
3.1	Calibration et inversion du modèle	14
3.1.1	Données	15
3.1.2	Équation de gravité	16
3.1.3	Inversion du modèle	17
3.2	Résultats	18
3.2.1	Ville fermée, calibration principale	19
3.2.2	Différents équivalents monétaires	20
3.2.3	Mécanismes et sensibilité aux paramètres	21
4	Littérature et extensions	23
5	Conclusion	26

1 Introduction

Au cours des vingt dernières années, les avancées de la littérature économique ont permis aux analyses coûts-bénéfices des infrastructures de transport en commun de passer d'une comptabilisation restrictive de la valeur du temps à une description plus complète des bénéfices sociaux des grands projets, en tenant compte de leurs impacts sur la croissance économique, l'emploi, les marchés immobiliers et l'environnement. En particulier, il est attendu des infrastructures de transport qu'elles favorisent la concentration de l'activité économique dans les zones denses. Or, il existe un lien maintenant bien établi entre densité et productivité, de telle sorte que *i*) les emplois qui se relocalisent devraient bénéficier d'un surplus de productivité, et *ii*) la zone dense devrait devenir encore plus dense, ce qui générerait un gain de productivité pour les emplois s'y trouvant déjà.

Les deux exemples du Crossrail londonien et du Grand Paris Express (GPE) montrent l'importance des effets indirects dans l'évaluation telle que pratiquée par les autorités de transport : dans les deux cas, les effets de relocalisation et les gains liés aux effets d'agglomération représentent plus d'un tiers des bénéfices socio-économiques du projet, et sont d'un ordre de grandeur comparable à la valeur des gains de temps directs. Au total, c'est près de la moitié de la valeur du projet qui provient d'effets non - standards, économiques ou environnementaux.

La récente note méthodologique pour l'évaluation économique de la Société des Grands Projets (Société des Grand Projets 2024) résume l'approche générale mise en œuvre dans l'évaluation du GPE, et les valeurs retenues dans le scénario central. L'évaluation du projet s'est faite en trois temps. Premièrement, une estimation des gains de temps et des reports modaux à l'aide de modèles de transport conventionnels « en quatre étapes ». Ensuite, une estimation des relocalisations induites par ces gains de temps en interfaçant modèles de transport et modèles de localisation dans des modèles LUTI. Enfin, le calcul des externalités provenant du report modal et de la relocalisation, c'est à dire des résultats des deux étapes précédents.

Les modèles de transport ont estimé que le nouveau métro transportait environ 2 millions de passagers par jour, avec des gains de temps de trajet moyens compris entre 5 et 10 minutes par trajet, ce qui rapporterait une valeur directe des gains de temps de 1,1 milliard d'euros par an. En ajoutant la réduction de la congestion sur les lignes déjà existantes, les bénéfices directs totaux attendus s'élèvent à 1,9 milliard d'euros par an, soit une valeur actuelle de 33,2 milliards d'euros (incluant 5,6 milliards d'euros de gains de qualité de service). En plus de ces avantages directs, il a été estimé que la réduction des externalités de trafic ajouterait 10,4 milliards d'euros à la valeur actuelle du projet. Le passage à des emplois plus productifs ajouterait 5,5 milliards d'euros supplémentaires aux avantages du projet, tandis que les effets directs d'agglomération ont été estimés à une valeur actuelle de 6,3 milliards d'euros. Enfin, les avantages plus larges d'une participation accrue à la population active ont été évalués à 12,2 milliards d'euros supplémentaires. Cela donne une valeur actualisée nette totale de 67,6 milliards d'euros, dont 49 % proviennent d'avantages directs pour les utilisateurs, tandis que l'autre moitié provient des avantages économiques élargis.

Les effets élargis, en particulier les effets d'agglomération et de relocalisation, sont donc d'une importance capitale dans l'évaluation socio-économique des projets. Or, leur mesure présente à ce jour trois limites principales. Premièrement, le fait que les externalités soient calculées en dernière étape et sans rétroaction sur les localisations ignore les effets de bouclage

entre choix individuels et externalités. Or ces effets de bouclage peuvent être importants, et leur direction est a priori ambiguë. Ensuite, la cohérence interne entre le comportement des agents et les valeurs retenues pour la monétisation des gains n'est pas assurée. En effet, à chaque règle de décision dans les modèles LUTI utilisés pour prédire les flux de population sont associées des préférences, et donc de potentiels effets sur le bien-être des travailleurs. Une analyse cohérente devrait prendre en compte l'ensemble des variations de bien-être associées, et s'assurer que les valeurs retenues pour la monétisation sont cohérentes avec les règles de décision des agents dans les modèles.

Ce rapport propose d'explorer les modèles quantitatifs urbains comme outil intégré d'évaluation des politiques de transport. Ces modèles, issus de la nouvelle économie géographique et du commerce international, modélisent les choix de localisation résidentielle, du lieu de travail et du mode de transport. Ils modélisent les marchés locaux du travail et du logement, les effets d'agglomération, et les aménités résidentielles.

Nous commençons par exposer un « modèle standard » (Section 2.1), qui se veut le plus épuré possible pour servir de base à des extensions futures. En présentant ce modèle, nous en exposons les principaux mécanismes et décrivons les différents composants des bénéfices totaux des infrastructures de transport. Certains détails techniques concernant la monétisation des bénéfices sont également évoqués. Nous appliquons ensuite ce modèle au GPE (Section 3). La décomposition théorique des effets et l'application au GPE montrent la grande importance des effets de localisation et de choix de mode de transport, et le rôle marginal des effets d'équilibre et en particulier des effets d'agglomération si l'élasticité qui les gouverne est constante. Partant de ce constat, Nous terminons par une revue des extensions qui, à notre avis, pourraient présenter le plus grand intérêt pour l'évaluation des grands projets (Section 4).

2 Modèles quantitatifs urbains

Les vingt dernières années ont vu émerger, et se développer à vive allure, ce qu'il convient désormais d'appeler les *Quantitative Spatial Model*, et le champ de l'économie spatiale quantitative (ou *Quantitative Spatial Economics*). Née d'une volonté d'opérationnaliser et de confronter aux données les enseignements de la nouvelle économie géographique (Krugman 1991 ; Fujita, Krugman et Venables 2001 ; Fujita et Thisse 2002), l'économie spatiale quantitative met l'accent sur le rôle des coûts de transport et des rendements d'échelle dans l'agglomération des activités économiques (cf. la revue de littérature dans Redding et Rossi-Hansberg 2017). Initialement principalement dévolus à l'analyse de modèles régionaux, cette approche quantitative est devenue extrêmement populaire dans l'analyse des phénomènes intra-métropolitains à la suite des travaux précurseurs d'Ahlfeldt et al. 2015.

En général, la conception d'un QSE demande de faire un certain nombre d'hypothèses concernant notamment la structure de production, les coûts de transports, et les préférences des ménages (Redding et Rossi-Hansberg 2017). La littérature existante propose un large éventail de choix, que l'on peut combiner pour donner autant de modèles que de combinaisons possibles. Bien que des isomorphismes existent entre modèles reposant sur des hypothèses différentes (Allen, Arkolakis et Takahashi 2020 ; Monte, Redding et Rossi-Hansberg 2018 ; Behrens et Murata 2018), elles n'ont pas toutes les mêmes implications et des subtilités peuvent

exister, notamment en ce qui concerne la mesure du bien-être (Behrens et Murata 2018). Dans ce qui suit, nous nous concentrerons sur un « modèle standard », le plus épuré possible pour permettre une discussion la plus transparente possible de l’architecture de ces modèles, de leur applicabilité dans le calcul coûts-bénéfices, de leurs implications en termes d’effets de bien-être des infrastructures de transport, et des ordres de grandeur des contributions des différents mécanismes considérés aux variations de de bien-être.

2.1 Un « modèle standard »

Nous commençons ici par présenter un modèle simple, dans la lignée d’Ahlfeldt et al. (2015), Allen, Arkolakis et Takahashi (2020), et de Redding (2023). Il a pour ambition de servir de socle, sur lequel de nombreuses extensions pourront être construites en fonction des besoins du calcul économique et des éclairages souhaités. En particulier, nous maintenons les hypothèses suivantes, que nous discuterons plus en détail à la section 4, où nous aborderons les travaux qui les relâchent et les points qui nécessitent, à notre avis, plus de recherche fondamentale :

1. Absence de chômage ;
2. Homogénéité : Un unique secteur d’activité et un unique type de travailleurs, qui ne se différencient que par une préférence idiosyncratique pour tous les lieux de travail et de résidence de l’aire urbaine ;
3. Part constante du logement dans le budget des ménages ;
4. Temps de trajet exogènes (absence de congestion) ;
5. Des marchés fonciers distincts pour les firmes et les ménages ;
6. Une élasticité de l’offre de bâti constante dans la ville.

2.1.1 Géographie

La ville se compose d’un ensemble \mathcal{J} de localités. En pratique dans l’exemple ci-dessous il s’agira de communes, mais il pourrait aussi par exemple s’agir de carreaux. Un ensemble \mathcal{M} de modes de transport est disponible pour les déplacements entre communes. La géographie de la ville peut être décrite entièrement par les caractéristiques exogènes de chaque localité, et par les matrices de distance entre ces localités. En particulier, on pose la définition suivante : **Définition 1** (Géographie). Soit une ville avec \mathcal{J} localités et un ensemble \mathcal{M} de modes de transport, une géographie \mathcal{G} pour cette ville est un ensemble

$$\mathcal{G} \equiv \{(L_{Ri})_{i \in \mathcal{J}}, (L_{Wi})_{i \in \mathcal{J}}, (a_i)_{i \in \mathcal{J}}, (b_i)_{i \in \mathcal{J}}, (t_{ijm})_{i,j,m \in \mathcal{J} \times \mathcal{J} \times \mathcal{M}}, (d_{ij})_{i,j \in \mathcal{J} \times \mathcal{J}}\}$$

où pour chaque i de \mathcal{J}

- L_{Ri} est la quantité de terre disponible pour un usage résidentiel,
- L_{Mi} est la quantité de terre disponible a usage des firmes,
- a_i est la productivité exogène des facteurs,
- b_i est un niveau d’aménités exogène,

et t_{ijm} est le temps de trajet entre deux localités i et j en employant le mode m , et d_{ij} est la distance euclidienne entre i et j .

Il convient ici de noter que les différents éléments que l'on considère exogènes et qui définissent la géographie de la ville dépendent du modèle retenu. La Définition 1 présente une définition minimale, qui permet d'exposer le *modèle standard* de cette section. On pourrait par exemple envisager, comme dans Ahlfeldt et al. (2015), que les usages des sols s'ajustent librement pour égaliser les loyers résidentiels et commerciaux. Dans ce cas, la géographie ne comporterait plus deux vecteurs L_R et L_M mais un unique vecteur L , la part du foncier résidentiel devenant une variable endogène du modèle.

2.1.2 Travailleurs

Les travailleurs - consommateurs choisissent dans quelle localité résider, dans quelle municipalité travailler, et quel mode de transport utiliser. Les travailleurs fournissent une unité de travail de manière inélastique au lieux de travail de leur choix j pour un salaire w_j , et on note R_{Ri} le coût par unité d'un logement dans i . Ils dépensent l'intégralité de leur revenu en logement et dans un bien composite, dont la production n'est pas modélisée et dont le prix est égal à un. On notera f_{ijm} la consommation de logement et z_{ijm} la consommation de numéraire d'un travailleur qui réside en i , travaille en j et utilise le mode m . Sa contrainte budgétaire s'écrit alors

$$w_j = R_{Ri}f_{ijm} + z_{ijm}.$$

On suppose que les travailleurs ont des préférences Cobb-Douglas, et on note β la part de leur budget qu'ils allouent au logement. Les trajets domicile-travail diminuent leur utilité d'un facteur $c_m t_{ijm}^{-\tau_m}$, où τ_m est un paramètre qui gouverne l'intensité de la désutilité due au temps passé dans les transports, et c_m mesure la préférence moyenne pour le mode m . Les travailleurs retirent de plus une utilité B_i du fait des aménités résidentielles, lorsqu'ils résident en i . Enfin, on suppose qu'ils diffèrent d'un terme de préférence idiosyncratique qui capture l'ensemble des facteurs que nous ne modélisons pas mais qui font que différents habitants de la région font des choix différents de commune de résidence, de commune de travail, et de mode de transport. On note $\epsilon_{ijm}(\omega)$ la réalisation de ce terme pour un travailleur ω . Au final, l'utilité d'un travailleur choisissant le triplet ijm est la suivante suivante :

$$U_{ijm}(\omega) = \left(\frac{f_{ijm}}{\beta} \right)^\beta \left(\frac{z_{ijm}}{1-\beta} \right)^{1-\beta} B_i c_m t_{ijm}^{-\tau_m} \epsilon_{ijm}(\omega).$$

Conditionnellement à son triplet ijm , le travailleur choisira la quantité de logement et de numéraire qui maximise son utilité sous contrainte budgétaire. On obtient ainsi la demande de logement et l'utilité indirecte d'un travailleur ω choisissant ijm , notés respectivement f_{ijm}^* et $\tilde{v}_{ijm}(\omega)$

$$f_{ijm}^* = \beta \frac{w_j}{R_{Ri}},$$

$$\tilde{v}_{ijm}(\omega) = \frac{w_j}{R_{Ri}^\beta t_{ijm}^{\tau_m}} B_i c_m \epsilon_{ijm}(\omega).$$

Les travailleurs choisissent les localisations et le mode de transport qui leur donne la plus

grande utilité : ω choisira ijm si et seulement si $\tilde{v}_{ijm}(\omega) \geq \tilde{v}_{kln}(\omega)$ pour tout kln . Dans la tradition des modèles de choix discret de localisation, on fait l'hypothèse que les termes idiosyncratiques pour chaque triplet de choix sont tirés dans une loi de Fréchet avec un paramètre de dispersion ϵ . Des résultats classiques en théorie des choix discrets (cf. Ahlfeldt et al. 2015) donnent alors l'utilité moyenne des travailleurs¹ \bar{U} et la probabilité λ_{ijm} que chaque triplet ijm soit sélectionné par un travailleur tiré au hasard :

$$\Gamma((1 - \epsilon)/\epsilon)\bar{U} = \Gamma((1 - \epsilon)/\epsilon) \left[\sum_{i \in \mathcal{J}} \sum_{j \in \mathcal{J}} \sum_{m \in \mathcal{M}} w_j^\epsilon R_{Ri}^{-\beta\epsilon} t_{ijm}^{-\tau\epsilon} B_i^\epsilon c_m^\epsilon \right]^{\frac{1}{\epsilon}}, \quad (1)$$

$$\lambda_{ijm} = w_j^\epsilon R_{Ri}^{-\beta\epsilon} t_{ijm}^{-\tau\epsilon} B_i^\epsilon c_m^\epsilon \bar{U}^{-\epsilon}. \quad (2)$$

On note N le nombre total d'habitants dans la ville. Par la loi des grands nombres, pour N grand le nombre de travailleurs choisissant effectivement ijm est $N\lambda_{ijm}$. La demande totale de logement des résidents dans chaque commune i s'écrit alors

$$F_{Ri} = N \sum_{jm} \lambda_{ijm} f_{ijm}^*, \quad (3)$$

tandis que l'on a

$$H_{Wj} = N \sum_{im} \lambda_{ijm} \quad (4)$$

et

$$H_{Ri} = N \sum_{jm} \lambda_{ijm} \quad (5)$$

respectivement l'offre de travail en j et le nombre total de résidents en i .

2.1.3 Entreprises

On se penche maintenant sur les firmes, leur demande de travail et leur demande de bâti. On suppose que chaque localisation j possède une firme représentative, qui produit un bien exporté sans coûts vers le reste du monde en combinant du travail H_{Wj} et du bâti F_{Wj} dans une fonction de production Cobb-Douglas à rendements d'échelle constants. La productivité totale des facteurs est propre à chaque commune, et on la note A_j . Les entreprises payent un salaire w_j , et un loyer R_{Wj} . Le profit de la firme s'écrit donc

$$A_j H_{Wj}^\alpha F_{Wj}^{1-\alpha} - w_j H_j - R_{Wj} F_{Wj}.$$

La maximisation de ce profit donne la demande de bâti en fonction du nombre de travailleurs dans la commune, et la relation d'équilibre entre loyers, salaires et productivité totale des facteurs :

1. À une constante $\Gamma((1 - \epsilon)/\epsilon)$ près.

$$F_{Wj} = \frac{1 - \alpha}{\alpha} H_{Wj} \frac{w_j}{R_{Wj}}, \quad (6)$$

$$R_{Wj} = (1 - \alpha) \alpha^{-\frac{\alpha}{1-\alpha}} A_j^{-\frac{1}{1-\alpha}} w_j^{-\frac{\alpha}{1-\alpha}}. \quad (7)$$

2.1.4 Construction

À l'équilibre, les quantités de bâti disponible s'ajustent. En particulier, on fait l'hypothèse que l'offre de bâti pour chaque type d'usager T (entreprises ou résidentiel) dans chaque localité peut être représentée par une fonction d'offre suivante, où \tilde{L}_{Ti} mesure la quantité de terre disponible en i pour l'usage $T \in \{W, R\}$, éventuellement ajustée de facteurs modifiant la constructibilité dans la localité, et μ_T est un paramètre d'élasticité de l'offre :

$$F_{Ti} = \tilde{L}_{Ti} R_{Ti}^{\mu_T}. \quad (8)$$

Cette fonction d'offre peut s'interpréter comme une log-linéarisation d'une fonction d'offre arbitraire. Toutefois, il est utile de la micro-fonder. Elle correspond à un modèle d'offre dans lequel des promoteurs combinent de la terre et un facteur externe pour produire du bâti à l'aide d'une technologie Cobb-Douglas à rendements constants. On note P_{Ti} est le prix de la terre, $\tilde{\mu}$ est la part de la terre dans les coûts des promoteurs, p est le prix du facteur externe, et C_{Ti} capture les facteurs qui influencent la constructibilité pour l'usage T dans la commune i . Le profit des promoteurs est alors

$$R_{Ti} C_{Ti} L_{Ti}^{\tilde{\mu}_T} K_{Ti}^{1-\tilde{\mu}_T} - p K_{Ti} - P_{Ti} L_{Ti}.$$

Les promoteurs sont supposés prendre pour donnée la quantité de terre disponible, et choisissent la densité de construction dans la parcelle en ajustant K_{Ti} pour maximiser leur profit. On obtient alors la fonction d'offre (8), avec $\tilde{L}_{Ti} = L_i \times C_{Ti}^{1/\tilde{\mu}_T} \times [(1 - \tilde{\mu}_T)/p]^{\mu_T}$, et $\mu_T = (1 - \tilde{\mu}_T)/\tilde{\mu}_T$. Sous l'hypothèse que le secteur de la construction est compétitif, le profit des promoteurs est intégralement capturé par la rente foncière, qui est égale à une part $\tilde{\mu}$ des loyers totaux dans la commune.

2.1.5 Externalités

La productivité totale des facteurs A_i et les aménités B_i sont soumises à des effets d'agglomération. Dans le « modèle standard », ces effets dépendent de la densité respectivement de travailleurs et de résidents dans et autour de i , pondérée par la distance. C'est la forme retenue notamment par Ahlfeldt et al. (2015) pour mesurer les effets de la division et de la réunification de Berlin :

$$A_j = a_j \times \left[\sum_k e^{-\rho_W d_{jk}} H_{Wk} \right]^{\kappa_W}, \quad (9)$$

$$B_i^\epsilon = b_i \times \left[\sum_k e^{-\rho_R d_{ik}} H_{Rk} \right]^{\kappa_R}, \quad (10)$$

où a_j et b_i sont des composants exogènes, qui influencent respectivement la productivité des firmes et l'attractivité des communes en tant que lieux de résidence, ρ_R et ρ_W sont des paramètres qui déterminent la vitesse à laquelle les effets d'agglomération décroissent avec la distance, et κ_R et κ_W déterminent l'intensité des effets d'agglomération.

Notons qu'ici la distance d_{ik} considérée est la distance euclidienne, et on se concentre sur les effets de densité purs. Dans la section 4, nous discutons des extensions récentes qui modélisent explicitement des effets de *market access* sur la base de temps de trajet dépendant de l'infrastructure de transport.

2.1.6 Équilibre

Un équilibre de ce modèle est une situation dans laquelle les marchés fonciers et du travail sont à l'équilibre, en accordance avec les choix de localisation des ménages et les effets d'agglomération externes. Formellement, nous avons la définition suivante.

Définition 2. Étant donnée une géographie \mathcal{G} telle que spécifiée à la Définition 1, un équilibre du modèle \mathcal{E} est un ensemble de loyers commerciaux, de salaires, de loyers résidentiels, de productivité totale des facteurs et d'aménités résidentielles

$$\mathcal{E}(\mathcal{G}) \equiv \{(R_{Wi})_{i \in \mathcal{J}}, (w_i)_{i \in \mathcal{J}}, (R_{Ri})_{i \in \mathcal{J}}, (A_i)_{i \in \mathcal{J}}, (B_i)_{i \in \mathcal{J}}\}$$

tel que dans chaque localité :

1. La demande de bâti résidentiel est donnée par l'équation (3), et elle est égale à l'offre de bâti résidentiel (8);
2. La demande de bâti commercial est égale à l'offre de bâti (8); elle est donnée par l'équation (6) avec la relation (7) entre salaires, loyers, et TFP;
3. La quantité de travail employée est égale à l'offre de travail (4);
4. La productivité totale des facteurs est soumise aux effets d'agglomération (9);
5. Les aménités résidentielles sont soumise aux effets d'agglomération (10).

Pour ce modèle comme pour certaines des extensions proposées dans la littérature, l'existence et l'unicité de l'équilibre peuvent s'étudier en appliquant les résultats de Allen, Arkolakis et Li (2024), qui proposent un théorème très utile pour dériver des conditions sur les paramètres du modèle qui garantissent l'existence d'un unique équilibre.

2.1.7 Effets de premier ordre et gains de productivité

Cette sous-section présente quelques résultats analytiques sur les effets d'un changement d'infrastructure sur le bien-être des résidents dans la ville. Nous obtenons ces résultats par log-linéarisation du modèle. Par conséquent, ils ne tiennent que pour de *petites* variations des temps de trajet. Dans le cas d'un projet de l'ampleur du GPE, ils ne dispensent donc pas d'une analyse numérique prenant en compte les non-linéarités du modèle, qui peuvent être importantes. Cependant, ils ont le mérite d'explicitier, au premier ordre, comment les effets d'équilibre s'ajoutent (ou non) aux gains de temps.

On commence par différencier totalement \bar{U} tel que défini à l'équation (1), pour obtenir une expression des changements totaux de bien-être des travailleurs. On note respectivement

$\lambda_{Ri} = \sum_{jm} \lambda_{ijm}$ et $\lambda_{Wj} = \sum_{im} \lambda_{ijm}$ la part des travailleurs résidant en i et habitant en j :

$$\begin{aligned}
\frac{d\bar{U}}{\bar{U}} &= \sum_i \sum_j \sum_m \lambda_{ijm} \left[\frac{dB_i}{B_i} - \beta \frac{dR_{Ri}}{R_{Ri}} + \frac{dw_j}{w_j} - \tau \frac{dt_{ijm}}{t_{ijm}} \right] \\
&= -\tau \sum_{ijm} \lambda_{ijm} \frac{dt_{ijm}}{t_{ijm}} && \text{Effets conventionnels (EC)} \\
&\quad + \sum_j \lambda_{Wj} \frac{dw_j}{w_j} && \text{Gains salariaux moyens (GS)} \\
&\quad - \beta \sum_i \lambda_{Ri} \frac{dR_{Ri}}{R_{Ri}} && \text{Variations de coût du logement (VC)} \\
&\quad + \sum_i \lambda_{Ri} \frac{dB_i}{B_i} && \text{Externalités résidentielles (ER)}
\end{aligned} \tag{11}$$

Ainsi, en général et au premier ordre, la variation totale du bien-être des ménages est égale aux variations d'utilité sur chaque option, pondérées par l'exposition des ménages à ces variations, mesurée par la probabilité de choix des différentes options avant l'intervention. En développant la somme, on retrouve donc les différents éléments de l'analyse coûts-bénéfices des infrastructures. Premièrement, les effets conventionnels, égaux aux variations de temps de trajet pondérés par la part des travailleurs exposés à ces variations de temps. Ensuite, les effets d'équilibre : *i*) les variations de salaires, dues aux réactions des marchés du travail aux relocalisations des ménages et aux effets d'agglomération; *ii*) les variations de coût du logement, en réponse aux relocalisations des ménages et aux variations de salaires; et *iii*) les externalités résidentielles.

Effets salaires Pour quantifier les effets salaires, on part de l'équation de demande inverse de travail dans chaque commune, que l'on différencie totalement. Dans le cas spécifique de notre modèle, combiner les équations provenant de la maximisation du profit des firmes (6) et (7) avec l'offre de foncier entreprises (8) donne la demande inverse suivante :

$$w_j = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{\tilde{L}_{Wj}}{H_{Wj}} \right)^{\frac{1-\alpha}{1+\alpha\mu_W}} A_j^{\frac{1+\mu_W}{1+\alpha\mu_W}},$$

qui est iso-élastique et dépend de l'offre totale de travail dans la commune et de la productivité totale des facteurs. Cette expression est spécifique aux formes du modèle.

En général, pour n'importe quelle fonction de production on peut écrire

$$d \ln w_j = d \ln \tilde{A}_j - \tilde{\alpha}_j d \ln H_{Wj}$$

où \tilde{A}_j est une fonction de la productivité totale des facteurs et $\tilde{\alpha}_j$ est l'élasticité inverse de la demande de travail dans j . En sommant de cette expression, on peut calculer les gains salariaux moyens tels qu'ils apparaissent dans l'équation (11) :

$$\sum_j \lambda_{Wj} d \ln w_j = \sum_j \lambda_{Wj} d \ln \tilde{A}_j - \sum_j \lambda_{Wj} \tilde{\alpha}_j d \ln H_{Wj}.$$

Commençons par le second terme. Pour y voir plus clair, on remarque premièrement qu'en ville fermée, $\sum_j \lambda_{Wj} d \ln H_j = 0$ car il s'agit de la variation totale de population dans l'aire

urbaine. Par conséquent, on peut réécrire le second terme comme

$$-\sum_j \lambda_{Wj}(\tilde{\alpha}_j - \bar{\alpha}) d \ln H_{Wj},$$

avec $\bar{\alpha} = \sum_j \lambda_{Wj} \tilde{\alpha}_j$ l'élasticité moyenne de la demande de travail dans l'aire urbaine. On voit alors plus clairement que ce terme capture les effets de relocalisation, à productivité constante. Il sera négatif si l'infrastructure redirige les travailleurs vers des zones où la demande de travail est moins élastique que la moyenne, et positif si on redirige les travailleurs dans des zones où la demande est plus élastique. En particulier, dans un modèle iso-élastique comme notre modèle de base toutes les élasticités sont identiques, et donc les effets de relocalisation sont nuls.

On se tourne ensuite vers le second terme, qui n'est rien d'autre que la moyenne, pondérée par la part des travailleurs, des effets d'agglomération dans l'aire urbaine. Avec des effets de débordement tels que spécifiés dans (9), ce terme sera égal à

$$\sum_k \left(\sum_j \lambda_{Wj} \kappa_W \frac{e^{-\rho_W d_{jk}} H_{Wk}}{\sum_k e^{-\rho_W d_{jk}} H_{Wk}} \right) d \ln H_{Wk},$$

c'est à dire la somme des déplacements de population pondérés par l'importance relative moyenne des zones dans les effets d'agglomération.

On voit alors que si les effets sont très localisés, i.e. si $\rho_M \rightarrow \infty$, les effets d'agglomération tendent vers $A_j = a_j H_{Wj}^{\kappa_W}$ et le terme entre parenthèses tend vers $\lambda_{Wk} \kappa_W$. Dans ce cas, les effets d'agglomération globaux sont nuls, à moins que les élasticités des effets d'agglomération varient entre communes, i.e. si κ_W est remplacé par κ_{Wj} dans la définition des effets d'agglomération. Dans ce cas, la discussion du paragraphe précédent s'applique ici également : des bénéfices sont réalisés du moment que l'infrastructure déplace des travailleurs vers des zones avec une *élasticité* plus élevée des effets d'agglomération.

Pour résumer, lorsque l'élasticité de la TFP et de la demande de travail sont constantes à travers la ville, les effets salaires en ville fermée s'annulent parfaitement car les pertes dans les zones qui se dépeuplent compensent exactement les gains dans les zones qui se densifient. Pour que des gains salariaux contribuent au bien-être des travailleurs, il faut donc que les *rendements* des effets d'agglomération ou la technologie des firmes soient hétérogènes spatialement. Dans le cas de la forme fonctionnelle proposée par Ahlfeldt et al. (2015) pour les effets d'agglomération (équation 9), une telle hétérogénéité existe du fait des effets de débordement, mais disparaît si les effets sont très localisés.

Dans un modèle d'équilibre général qui présente quelques différences avec le présent modèle canonique², Zárata (2024) montre qu'au premier ordre les effets totaux sont égaux aux effets conventionnels, à moins qu'il existe des différences d'effets d'agglomération comme discuté précédemment, ou des distortions dues à des différences de fiscalité ou de concurrence imparfaite.

Au final il semble donc que, tout du moins au premier ordre, les gains à l'équilibre qui

2. En particulier : les chocs sur les choix de localisation $\epsilon_{ijm}(\omega)$ sont interprétés comme des chocs de productivité, il y a plusieurs secteurs d'activité, les propriétaires fonciers consomment localement, et les entreprises de la ville produisent le bien de consommation finale qui sert de numéraire.

pourraient s'ajouter aux effets conventionnels sont à aller chercher du côté de l'hétérogénéité des élasticités et des distortions.

2.2 Monétarisation des bénéfiques

Certains articles proposent un calcul de la valeur monétaire des infrastructures (e.g. Severen 2023). Le montant précis des bénéfiques en euros est rarement l'objectif central de l'analyse, et les auteurs justifient peu leur méthode de calcul. Au contraire, dans le cadre de l'évaluation des infrastructures le calcul des équivalents monétaires prend une place centrale.

2.2.1 Disposition à payer et choix discret

Dans l'interprétation canonique des modèles à utilité aléatoire, les termes d'erreur $\epsilon_{ijm}(\omega)$ sont une hétérogénéité inobservée des préférences dans la population. La population est supposée fixe : les agents connaissent leurs préférences, qui ne changent pas après le changement de politique publique. Par conséquent, les calculs de dispositions à payer doivent être faits à population fixe, en tenant compte de l'hétérogénéité des préférences. Il faut alors calculer la disposition à payer de chaque consommateur, et ensuite intégrer ces valeurs sur la distribution des ϵ (Small et Rosen 1981).

de Palma et Kilani (2009) et McFadden (2012) montrent qu'en général, la disposition à payer totale peut être obtenue en additionnant les dispositions à payer correspondant aux combinaisons possibles de choix d'alternatives avant et après la construction de l'infrastructure. En notant $\Pr(ijm \rightarrow kln)$ la probabilité qu'un consommateur passe de l'alternative ijm à l'alternative kln après la construction de l'infrastructure, la disposition à payer totale des travailleurs de la ville pour l'infrastructure est donnée par

$$WTP = \sum_{ijm} \sum_{kln} \Pr(ijm \rightarrow kln) E(\delta_{ijm}^{kln} | ijm \rightarrow kln),$$

où δ_{ijm}^{kln} désigne la disposition à payer d'un consommateur qui choisit l'alternative ijm avant et l'alternative kln après la mise en place du projet. En notant x^0 la variable x dans la situation initiale et x^1 sa valeur après la réalisation du projet, elle s'écrit

$$\delta_{ijm}^{kln}(\omega) = w_j^0 \times \left[\frac{\tilde{v}_{kln}^1(\omega)}{\tilde{v}_{ijm}^0(\omega)} - 1 \right].$$

Avec des utilités marginales des revenus hétérogènes, il n'est pas possible de calculer analytiquement les probabilités et espérances conditionnelles ci-dessus. Par conséquent, il faut passer par des méthodes numériques de type Monte Carlo. À notre connaissance, aucun article employant un modèle quantitatif urbain calcule les équivalents monétaires de cette façon.

2.2.2 Interprétation alternative des termes d'erreur

Dans l'interprétation classique des termes d'erreur, telle que présentée ci-dessus, les travailleurs conservent leur valeur des préférences ϵ_{ijm} pour chaque municipalité. Alternative-ment, on pourrait supposer que les ménages « tirent de nouvelles valeurs » de ces paramètres

après la mise en place de la nouvelle infrastructure. Cette approche, courante dans les modèles dynamiques, peut par exemple se justifier si on considère les effets de la politique sur le temps long, en supposant que la population sera complètement renouvelée à l'horizon de l'analyse.

Dans ce cas, on mesure non pas la disposition à payer moyenne mais le transfert qui égalise la moyenne des utilités. Formellement, on cherche WTP_0 solution de

$$\sum_{ijm} (w_j^0 + WTP_0)^\epsilon (R_{Ri}^0)^{-\beta\epsilon} (t_{ijm}^0)^{-\tau\epsilon} (B_i^0)^\epsilon c_m^\epsilon = \sum_{ijm} (w_j^1)^\epsilon (R_{Ri}^1)^{-\beta\epsilon} (t_{ijm}^1)^{-\tau\epsilon} (B_i^1)^\epsilon c_m^\epsilon.$$

Bien qu'on ne puisse pas résoudre algébriquement cette expression, WTP_0 existe et est unique par monotonie du terme de gauche entre zéro et l'infini. Par ailleurs, il peut aisément être calculé numériquement.

2.2.3 Approximation

Dans la littérature sur les modèles quantitatifs urbains, l'approche qui est employée (lorsqu'un effet monétaire est calculé en plus des variations relatives d'utilité), est de multiplier la variation relative d'utilité par le revenu moyen, i.e. de calculer

$$WTP_1 = \bar{w} \times (\hat{U} - 1). \quad (12)$$

Cette approche est motivée par le fait que \bar{U} est homogène de degré 1 par rapport aux revenus, et donc que des variations relatives d'utilité espérée sont équivalentes à des variations relatives de revenus dans la ville. Par conséquent, si les revenus sont relativement homogènes dans la ville WTP_1 devrait être une bonne approximation de WTP_0 . Pour s'en rendre compte, on peut noter qu'à la limite, si les revenus sont parfaitement homogènes, alors \bar{U} varie *linéairement* avec les revenus, et WTP_1 est exactement égal à WTP_0 . L'intuition est donc que si les revenus sont suffisamment homogènes, les non-linéarités sont négligeables et la formule de WTP_1 devrait donner un résultat convenablement proche du véritable effet.

Toutefois, WTP_1 n'est qu'une approximation de WTP_0 , qui n'est elle-même pas égale à WTP . Se prononcer en général sur le calcul des équivalents monétaires dans les modèles de choix discret dépasse l'ambition du présent rapport, mais nous pouvons tout de même calculer les trois et explorer, empiriquement, l'influence du mode de calcul sur les résultats de l'évaluation. Fort heureusement, nous montrons dans la prochaine section que dans notre application les trois approches donnent des résultats très similaires. L'approximation WTP_1 , courante dans la littérature et pratique car ne demandant pas de temps de calcul, semble donc sans gravité.

3 Application au Grand Paris Express

3.1 Calibration et inversion du modèle

En général, les exercices de simulations contrefactuelles des modèles quantitatifs requièrent a minima la calibration des paramètres associés aux différents mécanismes modélisés. Dans notre cas au total, le modèle compte onze paramètres : les élasticités temps $\epsilon\tau_m$ pour les deux modes ; la dispersion des préférences ϵ , qui gouverne également l'élasticité aux salaires du choix du lieux de travail ; la part du logement dans le budget des ménages β ; la part des salaires dans les coûts des firmes α ; l'élasticité de l'offre de fonciers μ_T pour les deux usages ; et enfin les élasticités des effets de densité κ et leur atténuation spatiale ρ , pour la productivité des facteurs et les aménités. Tous les paramètres à l'exception des élasticités temps sont calibrés, tandis que ces dernières sont estimées sur les temps de trajet.

Les valeurs des paramètres retenues dans la simulation principale sont résumés dans la Table 1. Les élasticités temps sont estimées ci-dessous. La part du logement dans le budget des travailleurs β est calibrée à 30%, et la part des salaires dans les coûts des firmes est calibrée à 80%, en accord avec les comptes de la nation. La mesure de l'élasticité prix du bâti est complexe. Dans le scénario central, on considère que le bâti commercial est aussi élastique que le bâti résidentiel, et on calibre l'élasticité de l'offre à 0.5, comme estimé par Chapelle, Eyméoud et Wolf (2023). C'est une solution imparfaite, les deux paramètres étant sans doute différents. Cependant en l'état nous ne disposons pas d'estimations spécifiques au bâti commercial en France. Les paramètres d'agglomération sont calibrés sur Ahlfeldt et al. (2015). La dispersion de la Fréchet est calée pour respecter les valeurs du temps tutélaire dans le calcul de l'impact direct du projet, et donc atteindre 1.1 milliards par an d'effets de gains de temps direct avant relocalisation.

Une fois les paramètres fixés, il est de plus nécessaire de caler les valeurs des fondamentaux qui décrivent la géographie (dans notre cas ceux de la Définition 1), ou des combinaisons de ceux-ci quand la structure du modèle le permet, de manière à coller aux données. Certains d'entre eux sont directement observables (e.g. les temps de trajets), mais la plupart doivent être déduits des données et de la structure du modèle. On parle alors d'*inverser* le modèle, car on cherche à trouver la géographie \mathcal{G} .

Une méthode alternative qui permet de se passer de l'étape d'inversion, et parfois d'éviter la calibration de certaines élasticités, est d'employer l'*exact hat algebra*, ou méthode des parts

TABLE 1 – Paramètres du modèle dans la simulation

Paramètre	Signification	Valeur
$\epsilon\tau_c$	Élasticité temps de la localisation, VP.	2.195
$\epsilon\tau_p$	Élasticité temps de la localisation, TP.	2.328
β	Part du logement dans la dépense totale des ménages.	0.30
ϵ	Dispersion de la Fréchet.	10
α	Part des salaires dans la fonction de coût des firmes.	0.8
μ_R	Élasticité de l'offre de bâti résidentiel	0.5
μ_M	Élasticité de l'offre de bâti commercial	0.5
λ_A	Élasticité de la productivité à la population.	0.035
κ_W	Atténuation spatiale de effets d'agglomération sur la productivité.	0.36
κ_R	Élasticité des aménités à la population.	0.1
ρ_B	Atténuation spatiale des effets d'agglomération sur les aménités.	0.5

calibrées, chère aux travaux de commerce international (Dekle, Eaton et Kortum 2008). En résumé, cette procédure consiste à réécrire le modèle non pas en valeur comme ci-dessus, mais en ratio par rapport à un équilibre initial. On ne cherche alors plus à calculer la valeur des variables endogènes dans le scénario à simuler, mais le changement relatif de ces variables par rapport à la situation initiale. Dans la plupart des cas, ceci permet d’exprimer les équations du modèle non plus en fonction des variables qui définissent la géographie de la ville, mais en fonction des quantités d’équilibre dans la situation initiale, directement observables dans les données.

Nous recommandons de calibrer et inverser complètement le modèle, et suivons cette recommandation dans le présent rapport. En effet, comme le montrent Dingel et Tintelnot (2020) utiliser le modèle en *exact hat* est en fait équivalent à imposer une cale pour chaque triplet résidence - travail - mode dans l’équation de choix des travailleurs (2). L’approche revient alors à calibrer (indirectement) $|\mathcal{J}|^2 \times |\mathcal{M}|$ valeurs fondamentales au lieu de $2|\mathcal{J}| + |\mathcal{M}|$. C’est raisonnable en commerce international, où les flux observés moyennent les décisions de millions de firmes et $|\mathcal{J}|$ est de l’ordre de la centaine. En économie urbaine cependant, le nombre de paires de municipalités est du même ordre de grandeur et parfois supérieur au nombre de ménages dans l’aire urbaine. Dans le cas du présent rapport par exemple, les données de flux de travailleurs que nous employons comptent 3 312 738 triplets pour 4 675 804 travailleurs. L’influence de l’aléa des choix de localisation sur les flux observés est alors importante, et comme le montrent Dingel et Tintelnot (2020) cet aléa bruite les prédictions du modèle en *exact hat* au point de le rendre inutile alors que le modèle calibré et inversé fonctionne assez bien.

3.1.1 Données

Pour cette calibration, les localités sont des communes (en géographie 2019). Nous employons le minimum de données nécessaires pour inverser le modèle : des temps de trajet, des stocks de travailleurs et de résidents pour chaque commune, et les loyers dans chaque commune. Par ailleurs, nous complétons ces données avec des flux de travailleurs entre communes par mode de transport, pour estimer la sensibilité de la localisation des ménages aux temps de trajet. Nous détaillons ci-dessous les sources de ces différentes données.

Temps de trajet Les temps de trajet sans et avec Grand Paris proviennent des fichiers MODUS de la DRIAT, que nous avons récupéré dans le *replication package* de Viguié et al. (2023)³.

Flux de travailleurs Nous utilisons les données du recensement de l’INSEE, millésimé 2016, qui reportent entre autre les flux pendulaires entre toutes les communes de France et pour différents modes de transport. Nous ne gardons que les communes d’Ile-de-France couvertes par les données MODUS⁴.

Stocks de travailleurs Nous calculons les stocks de travailleurs aux lieux de résidence et aux lieux de travail directement à partir des flux ci-dessus.

3. Accessible à l’adresse <https://doi.org/10.5281/zenodo.7139257>.

4. Au 4 Décembre 2023, les données étaient accessibles à l’adresse https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/4171531/RP2016_mobpro_csv.zip.

Coûts du logement Pour le coût du bâti résidentiel, nous utilisons les loyers de Chapelle et Eyméoud (2022).

3.1.2 Équation de gravité

Les probabilités de choix de triplet résidence - travail - mode du modèle (2) prédisent une équation de gravité entre lieux de résidence et lieux de travail, pour chaque mode. Plus précisément, en notant N_{ijm} le nombre observé de travailleurs choisissant le triplet ijm et E l'espérance mathématique, on a $E(N_{ijm}) = \lambda_{ijm}$. En collectant tous les termes spécifiques au lieux de travail dans $\theta_j \equiv \epsilon \log w_j$, et tous les termes spécifiques au lieux de résidence dans $\gamma_i \equiv \epsilon \log B_i - \beta \epsilon \log R_{Ri}$, l'équation (2) peut se réécrire

$$E(N_{ijm}) = \lambda_{ijm} = \exp \left\{ \log c_m + \gamma_i + \theta_j - \epsilon \tau_m \log t_{ijm} \right\}, \quad (13)$$

i.e. une équation de gravité avec effets fixes origine et destination, et le log de la distance comme variable explicative.

Nous estimons l'équation (13) par *Poisson Pseudo Maximum Likelihood* (PPML) séparément pour les transports collectifs et les véhicules personnels. C'est en général le standard dans la littérature en économie urbaine comme en commerce international d'estimer les équations de gravité par PPML, car c'est un estimateur consistant sous l'hypothèse que l'espérance de la variable dépendante conditionnellement aux explicatives a la forme de l'équation (13) (Wooldridge 2002; Silva et Tenreyro 2006).

De plus, les temps de trajet pourraient être endogènes, ce qui biaiserait les résultats de l'estimation. En effet, les temps de trajet dépendent en général des flux, surtout pour les véhicules personnels qui sont sujets à congestion. Par ailleurs, les temps de trajet sont mesurés avec erreurs, ce qui génère un classique biais d'atténuation. Par conséquent, nous complétons ces estimations par des estimations qui instrumentent les temps de trajet par la distance euclidienne. Ces estimations sont réalisées en deux étapes (Wooldridge 2014). Concrètement, on insère comme variable explicative dans l'équation (13) les résidus de l'équation de première étape

$$\log t_{ijm} = \gamma_i + \theta_j + \beta \log(d_{ij}) + e_{ijm},$$

que l'on estime séparément pour chaque mode.

La Table 2 reporte les résultats de ces régressions. L'élasticité des choix de localisation aux temps de trajet est assez similaire entre les deux modes de transport, et varie peu entre les spécifications. En comparant les colonnes (1) et (2) et les colonnes (4) et (5), on voit que l'élasticité estimée en instrumentant est un peu plus élevée, ce qui est cohérent avec le biais d'atténuation dû à l'erreur de mesure. Comme les temps intra-zone sont assez mal mesurés, on reporte aux colonnes (3) et (6) des régressions instrumentées qui omettent les trajets pour lesquels la commune d'origine est la même que la commune de destination. Les résultats varient peu, ce qui montre qu'ils ne sont pas trop influencés par ces observations.

Au final, nous retenons les valeurs estimées aux colonnes (2) et (5) comme valeurs centrales pour la calibration du modèle.

Une fois les élasticités fixées, nous calculons la valeur du paramètre c_p pour les transports publics qui égalise la part de déplacements en transports publics prédite avec la part observée.

TABLE 2 – Estimation des équations de gravité

	Private vehicle			Public transit		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Commute time (log)	-2.147*** (0.016)	-2.195*** (0.017)	-2.194*** (0.018)	-2.226*** (0.052)	-2.328*** (0.064)	-2.141*** (0.095)
First stage res.		0.968*** (0.065)	1.023*** (0.064)		0.680*** (0.134)	0.852*** (0.095)
Observations	1612704	1612704	1546093	1113796	1113796	1033525
R ²	-	-	-	-	-	-

Significance levels : * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001. PPML estimations. All regressions include residence and workplace fixed-effects. Standard errors clustered on residence and workplace in parenthesis. *First stage res.* is the residual of a linear regression of the log of travel times on the log of euclidian distance. In columns (3) and (6), we drop observations where the origin and destination municipalities are the same.

Formellement, on calcule c_p pour résoudre

$$\sum_{ij} N_{ijp} = \sum_{ij} N_{ij} \times \frac{c_p t_{ijp}^{-\widehat{\epsilon}_p}}{c_p t_{ijp}^{-\widehat{\epsilon}_p} + t_{ijc}^{-\widehat{\epsilon}_c}}$$

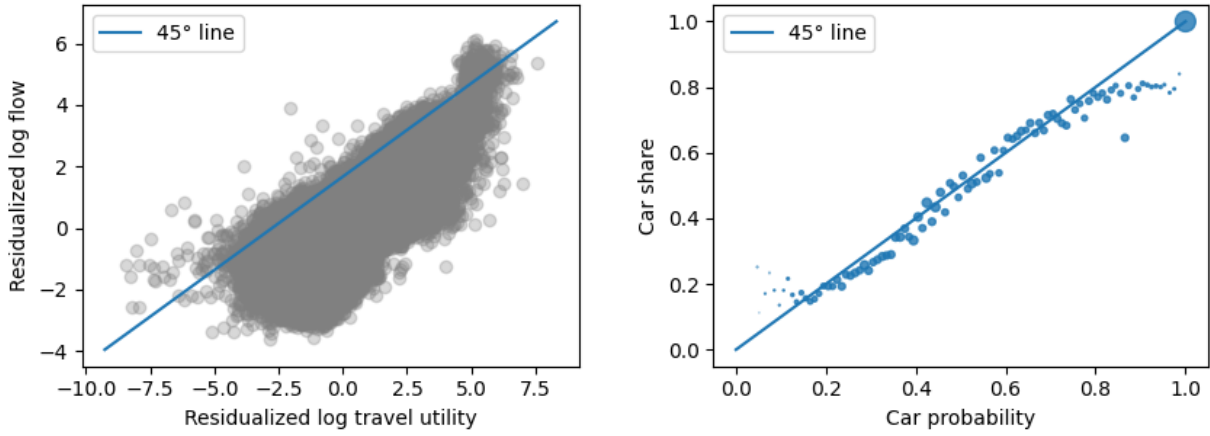
où N_{ij} est le nombre observé de travailleurs vivant en i et travaillant en j tout mode confondu, et le dernier terme est la part prédite des transports collectifs pour ce trajet.

Adéquation aux données Notons que nous avons ici fait le choix d’exprimer le log des flux en fonction du logarithme des temps de trajet. Dans la littérature, les deux formulations, en logarithmes et en niveaux, existent (e.g. Ahlfeldt et al. 2015, et de nombreuses études basées sur les modèles logit). Sans vouloir se positionner sur la pertinence de l’une ou l’autre des formes fonctionnelles en général, on notera que dans le cas de l’Île-de-France la formulation en logarithmes semble bien coller aux données, tant pour le choix de localisation que le choix modal, comme illustré à la Figure 1.

3.1.3 Inversion du modèle

L’inversion du modèle consiste à trouver la géographie qui permet de rationaliser les populations et les loyers observés comme un équilibre du modèle. Elle procède en quatre étapes, que nous détaillons ci-dessous. Premièrement, on inverse l’équation de choix de localisation pour calculer les aménités résidentielles et les salaires. Deuxièmement, on inverse l’équation d’équilibre sur le marché du bâti résidentiel pour estimer la terre constructible disponible. Troisièmement, on inverse les conditions d’équilibre sur le marché du bâti commercial et le marché du travail pour trouver une valeur composite de la productivité totale des facteurs et de la terre disponible pour les firmes. Quatrièmement, on inverse les équations déterminant les externalités du modèle pour calculer les composantes exogènes de productivité et d’aménités.

1. Choix de localisation Les variables que nous observons sont les loyers, les populations totales au lieux de résidence, et les populations totales au lieux de travail. Les choix de loca-



(a) Flux observés en fonction de l'utilité du trajet (tous modes confondus).

(b) Usage des VP conditionnellement au choix du trajet.

FIGURE 1 – Performance du modèle de choix de localisation et de mode de transport.

Notes : Au panel (a), résidus d'une régression du log de l'utilité estimée pour chaque paire résidence - lieux de travail sur des effets fixes lieux de travail et lieux de résidence, contre les résidus d'une régression similaire du log du flux domicile-travail observé pour cette paire. Au panel (b), *binned scatter* de la part des travailleurs utilisant un véhicule personnel en fonction de la probabilité prédite d'utilisation. La taille des points est proportionnelle au nombre total de travailleurs dans chaque intervalle.

lisation des travailleurs donnent le nombre total de résidents et l'offre de travail pour toute localité i , équations (5) et (4). Égaliser ces expressions au nombre observé de résidents et de travailleurs pour chaque commune donne $2 \times |\mathcal{J}|$ équations, que l'on résout pour w_i^ϵ et B_i^ϵ .

2. Bâti résidentiel Une fois les salaires et les aménités calculés, nous avons tous les ingrédients nécessaires pour calculer la demande de bâti résidentiel telle que décrite par l'équation (3) et l'offre donnée par (8). Égaliser ces deux quantités pour chaque localité donne immédiatement la terre constructible ajustée \tilde{L}_{Ri} .

3. Productivité Pour les firmes, il se trouve que les données dont nous disposons ne permettent pas de distinguer entre terre disponible pour le bâti commercial et productivité totale des facteurs. En combinant les équations (6), (7) et (8), on obtient la demande de travail dans la commune :

$$H_{Wj} = \tilde{A}_j^{\frac{1+\mu_W}{1-\alpha}} w_j^{-\frac{1+\alpha\mu_W}{1-\alpha}},$$

où $\tilde{A}_j = AL_{W_i}^{\frac{1-\alpha}{1+\mu_W}} \times \text{Constante}$ mesure la terre disponible ajustée pour la productivité totale des facteurs. On calcule ce terme en égalisant la demande de travail au nombre de travailleurs observé dans les données pour toutes les localités, en utilisant les salaires calculés à l'étape 1 de l'inversion.

4. Fondamentaux Enfin, on résout les équations (9) et (10) pour \tilde{a}_j et b_i , en fixant \tilde{A}_i et B_i aux valeurs calculées respectivement aux étapes 3 et 1 de l'inversion.

3.2 Résultats

On se tourne désormais vers les résultats des différentes simulations de l'effet du GPE. Pour tous les résultats présentés dans cette section, la démarche générale est la même. On

TABLE 3 – Bénéfices annuels du projet, décomposition scénario central.

	\widehat{U}_1 (Temps seul)	\widehat{U}_2 (Avec mode)	\widehat{U}_3 (Avec loc.)	\widehat{U}_4 (Modèle complet)
Total (10 ⁹ €)	1.07	1.25	1.47	1.41
Par tête (€)	229	267	314	301
Diff. (%)	0.0	16.8	37.5	31.7

Notes : Résultats des simulations du modèle, en milliards d’euros et par travailleur. La dernière ligne reporte la différence (en pourcentages) avec la valorisation « classique » du projet. Chaque colonne correspond à un effet différent : (1) gains de temps uniquement avec travailleurs immobiles, (2) log-sum avec choix du mode de transport, mais choix de localisation de résidence et de travail fixe, (3) log-sum sur l’intégralité des choix disponibles, mais sans ajustement des variables endogènes du modèle, et (4) log-sum sur l’intégralité des choix, avec ajustement des variables endogènes du modèle. Cf. texte.

commence par calibrer le modèle comme décrit ci-dessus, et on calcule les flux et prix d’équilibre dans la situation de référence, qui ici est la situation observée dans les données (mais pourrait inclure par exemple des projection démographiques). On change ensuite les matrices de temps de trajet pour celles avec le GPE, et on recalcule les flux et prix d’équilibre du modèle. S’en suivent les effets du projet sur toutes les variables calculables par le modèle.

3.2.1 Ville fermée, calibration principale

Nous nous tournons maintenant vers les résultats avec la calibration présentée à la Table 1. En ville fermée, nous calculons quatre mesures des effets de la politique, allant d’un calcul traditionnel de valeur du temps aux résultats du modèle complet. En particulier, on calcule les quatre mesures suivantes :

1. Gains de temps seuls

$$\widehat{U}_1 = \sum_{ijm} \lambda_{ijm} \left(\hat{t}_{ijm}^{-\tau} \right),$$

2. Effet avec choix du mode de transport

$$\widehat{U}_2 = \sum_{ij} \lambda_{ij} \left(\sum_m \lambda_{m|ij} \hat{t}_{ijm}^{-\tau\epsilon} \right)^{1/\epsilon},$$

3. Effet avec choix du triplet résidence-travail-mode

$$\widehat{U}_3 = \left[\sum_{ijm} \lambda_{ijm} \hat{t}_{ijm}^{-\tau\epsilon} \right]^{1/\epsilon},$$

4. Avec équilibre complet du modèle,

$$\widehat{U}_4 = \left[\sum_{ijm} \lambda_{ijm} \hat{t}_{ijm}^{-\tau\epsilon} \hat{B}_i^\epsilon \hat{R}_{Ri}^{-\beta\epsilon} \hat{w}_j^\epsilon \right]^{1/\epsilon}.$$

La Table 3 reporte les quatres versions de l’effet prédit du GPE. Pour chaque version de l’effet, nous reportons les effets convertis en monnaie en utilisant l’approximation WTP_1 , i.e.

TABLE 4 – Bénéfices annuels, différentes façons de calculer les équivalents monétaires.

		Relocation	Équilibre
Variation d'utilité (%)	$100 \times (\widehat{U} - 1)$	0.90	0.86
Produit en croix	WTP_1	314	301
Disposition à la moyenne	WTP_0	310	297
Disposition moyenne	WTP	320	305

Notes : Résultats des simulations du modèle, en milliards d'euros et par travailleur, dans la calibration centrale du modèle. « Relocation » correspond à une simulation du modèle où les loyers, les salaires, et les aménités restent fixes. « Équilibre » correspond à une simulation où toutes les variables s'ajustent. Chaque reporte une façon différente de calculer les équivalents monétaires.

en multipliant le pourcentage de variation de l'utilité moyenne par le revenu moyen dans la situation initiale. La valeur des gains de temps seuls, sans possibilité d'ajustement des ménages, s'élève à 1.07 milliards d'euros par an (229 € per capita). Quand les travailleurs peuvent réagir en changeant leur mode de transport, ils augmentent de 16.8% à 1.25 milliards d'euros par an (267 € per capita). Quand on les laisse ajuster leur mode de transport, localisation résidentielle et leur de travail, les bénéfices du projets augmentent encore pour atteindre 1.47 milliards d'euros par an (314 € per capita). Au final, la différence entre l'effet linéaire (gains de temps seuls) et la log-sum complète est substantielle, avec un écart de 38%. Quand on ajoute les effets d'équilibre, les bénéfices *reculent* de 6 points par rapport à la log-sum, à 1.41 milliards par an (301 € per capita).

Ainsi, il semble ici que le plus important est de prendre en compte le report modal et la relocalisation. En effet, la différence entre effet à population constante et effets avec mobilité des travailleurs, qui proviennent pour moitié du report modal seul et pour moitié de la relocalisation des résidents et de l'emploi, est de près de 40% de la valeur des effets conventionnels. À l'inverse, les effets d'équilibre agissent comme une force de rappel, mais sont quantitativement assez peu importants.

3.2.2 Différents équivalents monétaires

Avant de nous tourner vers les calibrations alternatives du modèle, nous explorons les différentes façons de calculer les équivalents monétaires présentées à la Section 2.2. On emploie, comme à la sous-section précédente, la calibration centrale présentée à la Table 1. On calcule ensuite les bénéfices par tête WTP , $WSTP_0$ ⁵, et WTP_1 .

On reporte, dans la Table 4, les valeurs de ces trois mesures des équivalents monétaires

5. Pour WTP_0 , on calcule une valeur approchée par méthode de Monte Carlo. Nous réalisons N travailleurs, chacun avec une valeur des termes d'erreur pour chaque alternative. On calcule ensuite la disposition à payer de chaque travailleur, et la disposition à payer moyenne dans notre échantillon, qui approxime celle de la population. Concrètement, pour chaque travailleur ω_t (avec t allant de 1 à T le nombre total de tirages, dans notre application 10000), on procède comme suit

1. On tire la matrice des termes d'erreur ($\epsilon_{ijm}(\omega_t)$) dans une loi de Fréchet avec paramètre de dispersion ϵ ;
2. On calcule les matrices ($\tilde{v}_{ijm}(\omega_t)$) et ($\tilde{v}_{kln}(\omega_t)$) d'utilité indirecte avant et après l'infrastructure ;
3. On déduit de ces valeurs les alternatives ijm et kln choisies par le travailleur avant et après l'infrastructure ;
4. On calcule $\delta_{ijm}^{kln}(\omega_t)$ pour ce travailleur ;
5. On met à jour $\bar{\delta}_t = \bar{\delta}_{t-1} + \delta_{ijm}^{kln}(\omega_t)/T$.

ainsi que la variation, en pourcentages, de l'utilité espérée des résidents. Pour chaque mesure on reporte à la fois l'effet complet, avec ajustement des variables d'équilibre du modèle, et l'effet hors ajustements d'équilibre, c'est à dire avec variation des temps de trajets mais loyers, salaires et aménités constants. La deuxième ligne reporte le produit en croix WTP_1 , comme à la table 3. En se penchant sur les troisièmes et quatrièmes lignes, on voit que cette valeur est encadrée de près par WTP_1 et WTP . En effet, avec effets d'équilibre complet on a $WTP_1 = 301$ €/hab/an, $WTP_0 = 297$ €/hab/an, et $WTP = 305$ €/hab/an, soit un écart de 4 €/hab/an, à peine 1%. De plus, l'écart entre valeurs avec effets d'équilibre et avec relocation uniquement est lui aussi très stable, entre 13 €/hab/an (pour WTP_0 et WTP_1) et 15 €/hab/an (pour WTP), soit environ 4.5%.

Au final, les écarts entre les différentes mesures des équivalents monétaires sont très faibles, et le choix d'une approximation plutôt qu'une autre semble sans conséquence. On peut donc sans crainte continuer à utiliser WTP_1 , beaucoup plus simple et moins coûteuse en temps de calcul que les deux autres. Par ailleurs, cela signifie que l'interprétation précise de la Fréchet change peu les résultats quantitatifs de l'évaluation, une bonne nouvelle pour l'applicabilité de la méthode.

3.2.3 Mécanismes et sensibilité aux paramètres

Nous explorons maintenant le rôle des différents paramètres du modèle, et par là l'importance des mécanismes qu'ils capturent, dans l'évaluation de la valeur totale du projet. En particulier, on explore le rôle des effets d'agglomération (en faisant varier κ_R et κ_W) et de l'élasticité de l'offre de foncier (en faisant varier μ_W et μ_M). Pour chaque valeur des paramètres, on inverse de nouveau le modèle pour que la situation initiale soit cohérente avec les nouveaux paramètres, puis on recalcule la valeur totale du projet comme dans la section précédente.

La Figure 2 reporte les résultats de ces différentes simulations. Les bénéfices totaux sont calculés avec l'approximation WTP_1 , pour un effet d'équilibre avec ajustement de toutes les variables du modèle (\widehat{U}_4).

Au Panel (a), nous faisons varier les effets d'agglomération résidentiels (κ_R , en ligne) et sur la productivité des firmes (κ_W , en colonne). La sensibilité des résultats à ces paramètres est quasiment nulle. Pour les effets résidentiels, l'écart entre une absence d'effets d'agglomération sur les aménités ($\kappa_R = 0$) et une élasticité deux fois plus importante que la valeur calibrée ($\kappa_R = 0$) est de seulement 0.13 €/an/hab, indépendamment de la valeur des effets productivités. Pour les effets productivités la différence est encore plus faible, à peine 0.01 €/an/hab en passant d'une absence totale d'effets d'agglomération ($\kappa_W = 0$) à une élasticité plus de deux fois plus importante que celle calibrée ($\kappa_W = 0$).

Au Panel (b), nous faisons varier l'élasticité de l'offre de bâti résidentiel (μ_R , en ligne) et à usage des firmes (μ_W , en colonne). De nouveau, la sensibilité des résultats à ces paramètres est quasiment nulle, avec un écart de 2.06 € par habitant et par an entre une situation avec foncier parfaitement inélastique et une situation avec les deux élasticités égales à 1, c'est à dire deux fois plus grandes que l'élasticité de l'offre de logements estimée par Chapelle et Eyméoud 2022.

En conclusion, il semble donc que les effets d'agglomération et l'élasticité de l'offre de foncier jouent un rôle très faible dans l'estimation de la valeur totale du projet en ville fermée.

		Productivity										
		0.0	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09	0.1
Residential	0.0	301.12	301.12	301.12	301.12	301.12	301.12	301.13	301.13	301.13	301.13	301.13
	0.02	301.1	301.11	301.11	301.11	301.11	301.11	301.11	301.11	301.11	301.12	301.12
	0.04	301.09	301.09	301.09	301.1	301.1	301.1	301.1	301.1	301.1	301.1	301.1
	0.06	301.08	301.08	301.08	301.08	301.08	301.09	301.09	301.09	301.09	301.09	301.09
	0.08	301.07	301.07	301.07	301.07	301.07	301.07	301.07	301.08	301.08	301.08	301.08
	0.1	301.05	301.05	301.06	301.06	301.06	301.06	301.06	301.06	301.06	301.06	301.07
	0.12	301.04	301.04	301.04	301.04	301.05	301.05	301.05	301.05	301.05	301.05	301.05
	0.14	301.03	301.03	301.03	301.03	301.03	301.03	301.04	301.04	301.04	301.04	301.04
	0.16	301.01	301.02	301.02	301.02	301.02	301.02	301.02	301.02	301.03	301.03	301.03
	0.18	301.0	301.0	301.0	301.01	301.01	301.01	301.01	301.01	301.01	301.01	301.02
	0.2	300.99	300.99	300.99	300.99	300.99	301.0	301.0	301.0	301.0	301.0	301.0

(a) Agglomération.

		Commercial										
		0.0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1.0
Residential	0.0	299.96	300.13	300.28	300.43	300.57	300.7	300.83	300.94	301.05	301.16	301.26
	0.1	300.03	300.19	300.34	300.49	300.62	300.75	300.88	300.99	301.1	301.2	301.3
	0.2	300.1	300.26	300.41	300.56	300.69	300.82	300.94	301.05	301.16	301.26	301.36
	0.3	300.18	300.34	300.49	300.63	300.77	300.89	301.01	301.13	301.23	301.33	301.43
	0.4	300.27	300.43	300.58	300.72	300.85	300.97	301.09	301.2	301.31	301.41	301.51
	0.5	300.36	300.52	300.66	300.8	300.93	301.06	301.18	301.29	301.39	301.49	301.59
	0.6	300.45	300.6	300.75	300.89	301.02	301.14	301.26	301.37	301.48	301.58	301.68
	0.7	300.54	300.69	300.84	300.98	301.11	301.23	301.35	301.46	301.57	301.67	301.76
	0.8	300.63	300.78	300.93	301.07	301.2	301.32	301.44	301.55	301.65	301.75	301.85
	0.9	300.71	300.87	301.01	301.15	301.28	301.41	301.52	301.63	301.74	301.84	301.94
	1.0	300.8	300.96	301.1	301.24	301.37	301.49	301.61	301.72	301.83	301.93	302.02

(b) Offre de foncier

FIGURE 2 – Bénéfices totaux par habitant en fonction des élasticités.

Aux vues du faible rôle joué par les effets d'équilibre en général à la section précédente, ces résultats sont peu surprenants. Ils s'expliquent assez bien par les conclusions de la discussion théorique de la première section. Tant que les élasticités sont constantes dans l'espace, les effets des mouvements de population à l'intérieur de l'aire urbaine se compensent mutuellement, et leurs effets agrégés sont presque nuls.

4 Littérature et extensions

Comme évoqué à la section 2.1, le « modèle standard » exposé et employé ci-dessus repose sur un certain nombre d'hypothèses assez fortes, qu'il convient de discuter. En particulier, nous avons vu dans l'application numérique que les effets d'équilibre jouent au final un rôle assez faible dans l'évaluation du projet. L'objectif de cette section est donc d'identifier, notamment dans les existants, les hypothèses qu'il conviendrait de relâcher et les mécanismes qu'il serait souhaitable d'inclure, car susceptibles d'être quantitativement importants.

Absence de chômage Dans le « modèle standard », nous faisons l'hypothèse que la ville est peuplée de travailleurs, qui offrent tous une unité de travail, et qui trouvent tous un emploi. Cette hypothèse a été relâchée dans un travail réalisé par Chapelle et Ubeda (2022) pour le compte de la Société du Grand Paris et portant sur le Grand Paris Express, qui incluait du chômage frictionnel dans un modèle quantitatif urbain. Il ressortait de cette étude que l'infrastructure avait un effet nul sur l'emploi en ville fermée et quand on prenait en compte le chômage frictionnel uniquement, et pouvait même marginalement nuire aux probabilités d'emploi des travailleurs les moins qualifiés (cet argument étant développé de manière plus approfondie et étayé empiriquement dans Chapelle et Ubeda 2025). En incluant une offre de travail endogène, il ressortait toutefois que le projet pouvait avoir un effet sur la marge extensive de l'offre de travail. En conclusion, ces travaux pointent vers une importance relativement faible des effets d'emploi, sauf peut-être pour quelques effets sur la marge extensive. C'est également le sens des résultats de travaux empiriques récents aux États-Unis (Pang et Shen 2024), qui montrent que l'expansion du métro a un effet sur la participation au marché du travail des travailleurs peu qualifiés ne possédant pas de voiture, mais pas d'effet sur l'emploi en général.

Homogénéité et homothétie Le modèle standard ne comporte qu'un seul type de travailleurs, et les préférences sont homothétiques. Ces hypothèses sont partiellement relâchées par Tsivanidis (2019), qui modélise deux types de ménages et emploie des préférences Stone-Geary, et par Ubeda (2020) qui modélise de plus l'hétérogénéité des productivités des travailleurs. Sans hétérogénéité forte des productivités, et donc des revenus, les non-homothéticités importent peu. Dans une application de Ubeda (2020) au GPE, non publiée mais présentée devant le Conseil Scientifique en décembre 2023, l'effet total de l'infrastructure était très proche de ce que nous trouvons ici, ce qui indique que les non-homothéticités et l'hétérogénéité des travailleurs ne sont pas de première importance pour estimer les bénéfices totaux de l'infrastructure. La prise en compte de l'hétérogénéité demeure tout de même intéressante en soit, car elle tend à montrer que les infrastructures de transport ont des effets *progressifs*, ce qui présente une valeur intrinsèque en permettant d'analyser finement les variations de disposition à payer. L'exploration des effets redistributifs comme fin en soi est donc intéressante (et pourrait par exemple bénéficier des avancées méthodologiques de Bohr, Mestieri et Robert-Nicoud 2023), mais l'hétérogénéité et la non-homothéticité ne semblent pas être déterminantes pour le calcul des bénéfices totaux des projets.

Congestion Dans le présent rapport, les temps de trajet sont exogènes. Bien que cette hypothèse soit partiellement défendable pour les transports en commun, les temps de trajet par la

route sont fortement influencés par le trafic. De plus, les travaux empiriques montrent que l'expansion des réseaux de transport public permet bien, en général, de diminuer la congestion routière et ses nuisances (Anderson 2014; Bel et Holst 2018; Gu et al. 2021; Garcia-López, Pasidis et Viladecans-Marsal 2022). Allen et Arkolakis (2022) introduisent de la congestion dans un modèle très proche de notre « modèle standard », en modélisant des temps de trajet sur chaque segment de route qui dépendent du nombre de travailleurs employant ce segment, et un modèle Logit du choix d'itinéraire (Ben-Akiva et Bierlaire 2003). Ils montrent que la prise en compte du choix d'itinéraire et de la congestion changent fortement les bénéfices calculés d'une amélioration de l'infrastructure routière. Gaduh, Gračner et Rothenberg (2022) étendent ce modèle à la prise en compte de plusieurs modes de transport sujets à congestion, et emploient leur modèle à l'analyse de l'impact de l'extension du réseau de bus à haute fréquence de Djakarta. Leurs résultats sont très peu sensibles à la valeur de l'élasticité de congestion, ce qui pourrait laisser penser que le mécanisme n'est pas très important. Toutefois, l'infrastructure qu'ils analysent, d'assez faible qualité, a généré très peu de report modal et des effets indirects importants sur le trafic automobile. Considérant l'importance des coûts liés à la congestion routière, et le fort report modal souvent associé aux infrastructures de rail dans les pays développés, il semble pertinent de placer la congestion sur la liste des mécanismes à explorer.

Hétérogénéités sur les marchés fonciers Dans le modèle, toutes les élasticités sont constantes : offre de bâti pour les entreprises et les ménages, demande de travail, substitution entre travail et bâti dans la fonction de production des firmes. Or, comme expliqué dans la section 2.1, les effets de relocalisation ont peu de chances d'être importants si il n'y a pas de misallocation à corriger, ou d'hétérogénéité dans les élasticités. Une source importante de distortions qu'il conviendrait d'explorer est la réglementation foncière et les règles d'urbanisme. En particulier, les règles d'urbanisme qui contraignent l'élasticité de l'offre à terre donnée, et les règles d'usage des sols qui contraignent l'offre de terre. Ensuite, les règles d'usage des sols qui contraignent, à quantité totale de bâti donnée, l'allocation entre usage résidentiel et commercial - industriel. Enfin, les coûts de remplacement et le rôle du bâti existant. Certains de ces points ont été étudiés dans des modèles quantitatifs urbains (e.g. Chen et al. 2024), mais des travaux fondamentaux et appliqués seraient nécessaires, particulièrement sur les interactions avec les politiques de transport.

Non-linéarité des effets d'agglomération Une direction naturelle d'investigation, étant données les conclusions de la Section 2.1, est la prise en compte de l'hétérogénéité des élasticités des effets d'agglomération, sur la productivité et les aménités. Pour la productivité, il serait possible d'explorer l'hétérogénéité des élasticités d'agglomération entre secteurs et en fonction de la taille de la commune (Combes, Gobillon et Lafourcade 2015). Pour les aménités résidentielles, l'hétérogénéité géographique provenant des différents menus de services que les territoires urbains, péri-urbains et ruraux ont à offrir est une piste intéressante.

Autres motifs de déplacement Enfin, le modèle se focalise sur les trajets domicile-travail, alors même qu'ils ne représentent qu'une part minoritaire des déplacements. En Île-de-France

par exemple, la dernière enquête transport « H2020 »⁶ estime que les trajets domicile - travail représentent 7 millions de trajets par jour, du même ordre de grandeur que les trajets domicile - loisirs (7.1 millions de trajets), et un tiers seulement plus grand que les trajets domicile - achats (5.3 millions) et travail - autres (5.5 millions). Prendre en compte les autres déplacements, en particulier ceux liés à la consommation, devrait donc être quantitativement important. Ce phénomène pourrait Par exemple, dans un modèle qui reprend Monte, Redding et Rossi-Hansberg (2018) mais avec deux types de travailleurs, Lee et Tan (2024) analysent l'impact de la *Downtown Line* à Singapour. Ils trouvent que prendre en compte les trajets liés à la consommation de biens et services multiplie par deux les bénéfices totaux pour les travailleurs qualifiés, principaux consommateurs de ces services, mais annule complètement les bénéfices pour les travailleurs peu qualifiés, qui travaillent majoritairement dans la production de ces services, qui se concentre loin des quartiers résidentiels modestes. À Paris, Daniele et al. (2022) trouvent que les commerces à proximité de nouvelles pistes cyclables voient leur chiffre d'affaires significativement augmenter. Les effets de bouclage entre marché du travail et consommation pourraient donc être importants. En particulier, il semblerait intéressant d'explorer le rôle de l'allocation du temps entre travail, commuting, et consommation de *non-tradables*. Le développement du télétravail rend cette direction d'autant plus intéressante (Aksoy et al. 2023).

6. <https://omnil.fr/actualites/les-resultats-de-la-derniere-enquete-globale-transport>

5 Conclusion

Pour conclure, les modèles quantitatifs urbains sont une alternative intéressante pour l'analyse coûts-bénéfices des infrastructures. Ils présentent l'avantage d'une forte cohérence interne, et de proposer une mesure du bien-être bien définie et complète, par nature non sujette aux doubles comptes. De plus, les résultats agrégés sur les bénéfices des infrastructures apparaissent peu sensibles aux détails de leur mode de calcul.

De plus, ils sont extensibles et modulables. La littérature propose déjà de nombreuses extensions, et d'autres sont possibles. Les plus prometteuses en ce qui concerne l'impact des infrastructures semblent être, sans ordre particulier, la congestion routière, les règles d'urbanisme, l'hétérogénéité des effets d'agglomération, et la prise en compte des autres motifs de déplacement.

Ce rapport constitue donc une première étape vers le développement d'un outil d'évaluation des effets élargis des grands projets capable de prendre en compte les effets de relocalisation et les externalités associées, intelligible et se concentrant sur les mécanismes effectivement importants pour la quantification. Le cœur du modèle étant établi, la prochaine étape devrait être une exploration systématique des mécanismes et extensions.

Trois directions importantes ont également été écartées du présent rapport, mais mériteraient d'être discutées dans de prochains travaux : la prise en compte de l'incertitude et le *bootstrap* des résultats (Severin 2023); les prédictions du modèle sur les prix du foncier et les déplacements de population par commune, à confronter aux prédictions des modèles LUTI; le calcul des bénéfices élargis en ville ouverte.

Références

- Ahlfeldt, Gabriel M., Stephen J. Redding, Daniel M. Sturm et Nikolaus Wolf. 2015. « The Economics of Density : Evidence From the Berlin Wall ». *Econometrica* 83 (6) : 2127-2189.
- Aksoy, Cevat Giray, Jose Maria Barrero, Nicholas Bloom, Steven J. Davis, Mathias Dolls et Pablo Zarate. 2023. « Time Savings When Working from Home ». *AEA Papers and Proceedings* 113 (mai) : 597-603.
- Allen, Treb et Costas Arkolakis. 2022. « The welfare effects of transportation infrastructure improvements ». *The Review of Economic Studies* 89 (6) : 2911-2957.
- Allen, Treb, Costas Arkolakis et Xiangliang Li. 2024. « On the Equilibrium Properties of Spatial Models ». *American Economic Review : Insights* 6, n° 4 (décembre) : 472-489.
- Allen, Treb, Costas Arkolakis et Yuta Takahashi. 2020. « Universal Gravity ». *Journal of Political Economy* 128 (2) : 393-433.
- Anderson, Michael L. 2014. « Subways, Strikes, and Slowdowns : The Impacts of Public Transit on Traffic Congestion ». *American Economic Review* 104, n° 9 (septembre) : 2763-2796.
- Behrens, Kristian et Yasusada Murata. 2018. « On Quantitative Spatial Economic Models ». Moscow, Russia.
- Bel, Germà et Maximilian Holst. 2018. « Evaluation of the Impact of Bus Rapid Transit on Air Pollution in Mexico City ». *Transport Policy* 63 (avril) : 209-220.
- Ben-Akiva, Moshe et Michel Bierlaire. 2003. « Discrete choice models with applications to departure time and route choice ». In *Handbook of transportation science*, 7-37. Springer.
- Bohr, Clement, Marti Mestieri et Frédéric Robert-Nicoud. 2023. *Heterothetic Cobb Douglas : Theory and Applications*. Discussion Paper 18077. CEPR.
- Chapelle, Guillaume, JB Eyméoud et C Wolf. 2023. *Land-Use Regulation and Housing Supply Elasticity : Evidence from France*. Working Paper. THEMA, CY Cergy University.
- Chapelle, Guillaume et Jean Benoît Eyméoud. 2022. « Can big data increase our knowledge of local rental markets? A dataset on the rental sector in France ». *PLOS ONE* 17, n° 1 (janvier).
- Chapelle, Guillaume et Morgan Ubeda. 2022. *L'impact des infrastructures de transport sur l'emploi et le rôle des marchés fonciers*. Rapport. Laboratoire Interdisciplinaire d'Évaluation des Politiques Publiques (LIEPP), Sciences Po.
- . 2025. *Competing for opportunity : Transport infrastructures and localized unemployment*. Working Paper 2025-1. THEMA, CY Cergy University.
- Chen, Liming, Rana Hasan, Yi Jiang et Andrii Parkhomenko. 2024. « Faster, taller, better : Transit improvements and land use policies ». *Journal of Development Economics* 171 (octobre) : 103322.

- Combes, Pierre-Philippe, Laurent Gobillon et Miren Lafourcade. 2015. « Gains de productivité statiques et d'apprentissage induits par les phénomènes d'agglomération au sein du Grand Paris ». *Cepremap, Documents de travail*, n° 1504.
- Daniele, Federica, Mariona Segu, David Bounie et Youssouf Camara. 2022. *Bike-friendly cities : an opportunity for local businesses? Evidence from the city of Paris*. THEMA Working Papers 2022-09. THEMA (THéorie Economique, Modélisation et Applications), Université de Cergy-Pontoise.
- de Palma, André et Karim Kilani. 2009. « Transition choice probabilities and welfare analysis in additive random utility models ». *Economic Theory* 46, n° 3 (décembre) : 427-454.
- Dekle, Robert, Jonathan Eaton et Samuel Kortum. 2008. « Global Rebalancing with Gravity : Measuring the Burden of Adjustment ». *IMF Staff Papers* 55, n° 3 (juin) : 511-540.
- Dingel, Jonathan I et Felix Tintelnot. 2020. « Spatial Economics for Granular Settings ». *SSRN Electronic Journal*.
- Fujita, Masahisa, Paul R Krugman et Anthony J Venables. 2001. *The Spatial Economy : Cities, Regions, and International Trade*. 367. MIT press.
- Fujita, Masahisa et Jacques-Francois Thisse. 2002. *Economics of Agglomeration : Cities, Industrial Location, and Regional Growth*. Cambridge University Press, mai.
- Gaduh, Arya, Tadeja Gračner et Alexander D. Rothenberg. 2022. « Life in the Slow Lane : Unintended Consequences of Public Transit in Jakarta ». *Journal of Urban Economics* 128 (October 2021).
- Garcia-López, Miquel-Àngel, Ilias Pasidis et Elisabet Viladecans-Marsal. 2022. « Congestion in Highways When Tolls and Railroads Matter : Evidence from European Cities ». *Journal of Economic Geography* 22 (5) : 931-960.
- Gu, Yizhen, Chang Jiang, Junfu Zhang et Ben Zou. 2021. « Subways and Road Congestion ». *American Economic Journal : Applied Economics* 13 (2) : 83-115.
- Krugman, Paul. 1991. « Increasing Returns and Economic Geography ». *Journal of Political Economy* 99, n° 3 (juin) : 483-499.
- Lee, Kwok Hao et Brandon Joel Tan. 2024. « Urban Transit Infrastructure and Inequality ». *Review of Economics and Statistics* (mars) : 1-46.
- McFadden, Daniel. 2012. « Computing Willingness-To-Pay in Random Utility Models ». *Trade, theory and econometrics*, 253-274.
- Monte, Ferdinando, Stephen J. Redding et Esteban Rossi-Hansberg. 2018. « Commuting, Migration, and Local Employment Elasticities ». *American Economic Review* 108 (12) : 3855-3890.
- Pang, Jindong et Shulin Shen. 2024. « Do subways improve labor market outcomes for low-skilled workers? » *Journal of Population Economics* 37 (1).

- Redding, Stephen J. 2023. « Quantitative Urban Models : From Theory to Data ». *Journal of Economic Perspectives* 37, n° 2 (mai) : 75-98.
- Redding, Stephen J. et Esteban Rossi-Hansberg. 2017. « Quantitative Spatial Economics ». *Annual Review of Economics* 9, n° 1 (août) : 21-58.
- Severen, Christopher. 2023. « Commuting, Labor, and Housing Market Effects of Mass Transportation : Welfare and Identification ». *Review of Economics and Statistics* 105, n° 5 (septembre) : 1073-1091.
- Silva, J. M. C. Santos et Silvana Tenreyro. 2006. « The Log of Gravity ». *The Review of Economics and Statistics* 88, n° 4 (novembre) : 641-658.
- Small, Kenneth A. et Harvey S. Rosen. 1981. « Applied Welfare Economics with Discrete Choice Models ». *Econometrica* 49 (1) : 105-130.
- Société des Grand Projets. 2024. *Evaluation socio-économique du Grand Paris Express – Le cadre théorique*. Notes méthodologiques, Méthodes pour l'évaluation socio-économique des projets. Note n°1. Accessible à <https://mediatheque.sgp.fr/en/element?id=254182>.
- Tsivanidis, Nick. 2019. « The Aggregate and Distributional Effects of Urban Transit Infrastructure : Evidence from Bogotá's Transmilenio ». *Working Paper*, 1-59.
- Ubeda, Morgan. 2020. « Local Amenities, Commuting Costs and Income Disparities within Cities ». *GATE Working Papers* WP 2038.
- Viguié, Vincent, Charlotte Liotta, Basile Pfeiffer et Nicolas Coulombel. 2023. « Can public transport improve accessibility for the poor over the long term? Empirical evidence in Paris, 1968–2010 ». *Journal of Transport Geography* 106 : 103473.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2002. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Includes bibliographical references (p. [721]-735) and index. Cambridge, Mass. [u.a.] : MIT Press.
- . 2014. « Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Testing for Nonlinear Models with Endogenous Explanatory Variables ». *Journal of Econometrics* 182 (1) : 226-234.
- Zárate, Román David. 2024. « Spatial Misallocation, Informality, and Transit Improvements : Evidence from Mexico City ». Juin.