



HAL
open science

L'impact des infrastructures de transport sur l'emploi et le rôle des marchés fonciers

Guillaume Chapelle, Morgan Ubeda

► To cite this version:

Guillaume Chapelle, Morgan Ubeda. L'impact des infrastructures de transport sur l'emploi et le rôle des marchés fonciers. Laboratoire Interdisciplinaire d'Evaluation des Politiques Publiques; Société du Grand Paris. 2022. hal-04562653

HAL Id: hal-04562653

<https://hal.science/hal-04562653>

Submitted on 29 Apr 2024

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 Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0 International License

L'impact des infrastructures de transport sur l'emploi et le rôle des marchés fonciers

Rapport du Laboratoire Interdisciplinaire d'Évaluation des Politiques Publiques (LIEPP)* de Sciences Po réalisé dans le cadre d'un partenariat avec la Société du Grand Paris.

Décembre 2022

Equipe de recherche : Guillaume Chapelleⁱ, Morgan Ubedaⁱⁱ

*Laboratoire Interdisciplinaire d'Évaluation des Politiques Publiques (LIEPP) centre d'excellence soutenu par l'ANR dans le cadre des "Investissements d'Avenir" (ANR-11-LABX-0091, ANR-11-IDEX-0005-02).

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

i : Université de Cergy-Pontoise, LIEPP

ii : INRAE - CESAER

Rapport

L'impact des infrastructures de transport sur l'emploi et le rôle
des marchés fonciers

Guillaume Chapelle, Morgan Ubeda



Décembre 2022

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

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)

Table des matières

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1 | Emploi et transport | 6 |
| 1.1 | Introduction | 6 |
| 1.2 | Demande de travail, taille de l'agglomération et transport | 7 |
| 1.3 | Offre de travail et transport | 8 |
| 1.4 | Les mécanismes complémentaires | 10 |
| 1.5 | Un modèle d'équilibre général urbain | 10 |
| 1.5.1 | Un modèle d'offre de travail | 11 |
| 1.5.2 | Chômage frictionnel | 15 |
| 1.6 | Calibration du modèle | 20 |
| 1.6.1 | Paramètres | 20 |
| 1.6.2 | Inversion du modèle | 23 |
| 1.7 | Simulations de l'impact du GPE | 25 |
| 1.8 | Conclusion | 28 |
| | Bibliographie | 29 |
| 2 | L'offre de logement en Ile-de-France | 31 |
| 2.1 | Introduction | 31 |
| 2.2 | Deux conceptions distinctes de l'offre de logement | 31 |
| 2.2.1 | L'offre de logement intensive | 32 |
| 2.2.2 | L'offre de logement extensive et le coût d'agglomération | 35 |
| 2.3 | Estimation de l'élasticité intensive | 39 |
| 2.3.1 | Méthodologie | 39 |
| 2.4 | Résultats | 39 |
| 2.5 | Estimation de l'élasticité extensive | 40 |
| 2.5.1 | Méthodologie | 40 |
| 2.5.2 | Résultats | 41 |
| 2.6 | Conclusion | 42 |
| | Bibliographie | 43 |

Table des figures

| | |
|--|----|
| 1.1 Mécanismes liant transport et emplois dans Chapelle, Wasmer et Bono (2019) | 7 |
| 2.1 Choc de Demande et identification de l'offre | 32 |
| 2.2 Croissance de la ville dans le modèle monocentrique | 38 |

Liste des tableaux

| | | |
|-----|---|----|
| 1.1 | Estimation théorique des gains en emploi de court terme par le canal de l'offre | 10 |
| 1.2 | Paramètres du modèle d'équilibre | 21 |
| 1.3 | Estimation des élasticités des choix de localisation aux temps de trajet . . | 23 |
| 1.4 | Simulations des effets du GPE sur l'Île de France. | 27 |
| 2.1 | Estimation de l'offre de logement intensive | 40 |
| 2.2 | Estimation de l'offre inverse extensive en France. | 41 |
| 2.3 | Décomposition de l'offre inverse extensive en France | 42 |

Introduction

Les transformations actuelles de l'agglomération parisienne soulèvent des questionnements importants sur les effets potentiels des infrastructures de transport. En effet, en 2011 a été actée la construction du Grand Paris Express (GPE) constitué d'un réseau de 4 nouvelles lignes de métro automatique devant aboutir, en 2030, au doublement et à une amélioration significative de l'ensemble du réseau ferré. Dans ce contexte, la Société du Grand Paris (SGP) et le Laboratoire Interdisciplinaire d'Evaluation des Politiques Publiques (LIEPP) se sont associés afin d'étudier le lien entre les infrastructures de transport et l'emploi. Le présent rapport suit une étude précédente visant à détailler le lien théorique entre le nombre d'emplois et les infrastructures de transport et à évaluer l'impact potentiel du Grand Paris Express (GPE). Ce dernier avait mis en avant que l'impact de nouvelles infrastructures sur l'emploi pouvait passer par les marchés fonciers via deux mécanismes principaux dépendant de l'horizon temporel considéré. A court terme, sans ajustement de la population (ville fermée), une amélioration de l'efficacité des transports devait permettre de réduire la charge foncière des entreprises et d'augmenter leur productivité et leur demande de travail. A long terme, avec ajustement de population (ville ouverte), la baisse des loyers devait augmenter l'attractivité de la ville générant un afflux de population contribuant à la création d'un nombre d'emplois significatifs. Cependant, cette première modélisation présentait deux limites importantes.

Tout d'abord, elle laissait de côté, les connections possibles entre les temps de trajet et l'offre d'emploi émanant des travailleurs. Or un nombre croissant de travaux empiriques et théoriques suggère que les temps de transport pourraient également influencer sur le salaire de réserve et l'offre de travail. En effet, pour une population donnée, une amélioration de l'efficacité des transports inciterait davantage de salariés à accepter un emploi localisé plus loin de leur logement en contribuant à réduire le chômage d'équilibre. Le taux de chômage de long terme pourrait être également modifié.

Par ailleurs, le rapport insistait sur le fait qu'à long terme, la capacité des nouvelles infrastructures à générer un nombre significatif d'emplois dépendait de la réactivité des marchés fonciers. En effet, sans construction additionnelle de logements, la ville ne pourrait absorber la croissance de la population active. Or, le modèle retenu n'incorporait pas de fonction de production de logements et ne modélisait pas l'offre explicitement.

Les deux chapitres du présent rapport visent à combler ces deux lacunes en s'appuyant sur la littérature économique et en produisant de nouveaux résultats. Dans le chapitre 1, nous tentons de comprendre et de modéliser les mécanismes liant l'efficacité du réseau de transport avec l'offre et la demande de travail. Ces résultats sont ensuite incorporés dans un modèle d'équilibre général urbain afin de simuler les effets potentiels du GPE sous différentes hypothèses. Puis le second chapitre estime l'élasticité de l'offre de logements en Ile-de-France afin d'évaluer le scénario le plus crédible.

Il ressort de notre analyse que les mécanismes d'offre de travail jouent effectivement un rôle primordial dans la capacité de l'infrastructure à créer de l'emploi. En effet, en ville fermée, sans le canal de l'offre, l'effet du GPE sur l'emploi reste négligeable et du même ordre de grandeur que ceux du premier rapport. En revanche, lorsque nous prenons en compte les mécanismes d'offre de travail agissant via la baisse du salaire de réserve, nous estimons que le GPE pourrait amener à une création allant d'environ 38,000 emplois en ville fermée à 60,000 emplois en ville ouverte. Une autre différence avec le rapport précédent, provient de fait que la prise en compte des frictions liées à la mobilité interurbaine réduit la différence entre les gains potentiels d'emplois de court terme et de long terme. Dans tous les cas, la variation de taux d'emploi reste inférieure à un demi point de pourcentage. Par ailleurs, notre travail montre que les frictions sur le marché du travail atténuent les effets bénéfiques de l'infrastructure sur l'emploi : lorsque l'offre augmente plus vite que l'ouverture de postes vacants, le chômage frictionnel a tendance à faiblement augmenter (de l'ordre de 0.05 points de pourcentage). L'analyse des résultats au niveau municipal montre que cet effet est plus important pour les communes de la couronne nord, que les employeurs jugent moins désirables.

Par ailleurs, notre nouveau cadre d'analyse confirme les intuitions développées dans le précédent model en mettant en avant le rôle crucial de l'élasticité de l'offre dans la capacité de la ville à générer des emplois à long terme. Ainsi, l'offre de logement conditionne fortement la magnitude des effets en emploi en ville ouverte. Ainsi, le gain total en emplois passe de 54000 si l'offre de bâti est inélastique à 74000 si l'élasticité de l'offre vaut 1.5.

L'analyse de l'offre de foncier au chapitre 2 confirme une élasticité de la fonction de production égale à 1.5, mais montre l'existence de fortes rigidités à court et moyen terme. Ainsi, les résultats en ville ouverte ne peuvent s'interpréter qu'à très long terme. À toutes fins pratiques, les scénarios en ville fermée devraient être privilégiés.

En résumé, nos travaux montrent un effet potentiel limité du GPE sur l'emploi. Deux raisons principales peuvent être invoquées. Tout d'abord, la présence de frictions et la possibilité pour les firmes de discriminer les travailleurs selon leur lieu de résidence limitent la capacité du marché du travail à absorber l'augmentation de l'offre. Ces effets expliquent un effet significatif mais modeste du projet en ville fermée. Par ailleurs, les rigidités foncières et les frictions résultant des déplacements interurbains tendent à réduire la capacité des agglomérations françaises à absorber des flux de populations supplémentaires

à moyen terme ce qui réduit les gains d'emplois supplémentaires liée au passage du modèle de ville fermée à ville ouverte.

Chapitre 1

Emploi et transport

1.1 Introduction

Le lien entre les infrastructures de transport et le marché du travail fait l'objet d'une attention croissante de la part des pouvoirs publics et des économistes urbains. En effet, la forme des villes et la répartition de la population dans l'espace sont réputées avoir un effet sur les dynamiques des marchés de l'emploi locaux. Les théories de la *mésallocation* spatiale, supportées par des études empiriques, insistent sur le fait que l'isolation de certains quartiers peut contribuer à accentuer l'éloignement de certains ménages du marché de l'emploi. Ainsi, en jouant sur l'offre de travail, une amélioration des infrastructures de transport pourrait réduire le chômage dans certains quartiers. Par ailleurs, les liens établis entre les infrastructures de transport et les coûts du foncier laissent à penser qu'elles pourraient également contribuer à stimuler la demande d'emplois émanant des entreprises. L'influence des transports sur l'offre et la demande d'emplois ont jusqu'à présent fait l'objet de deux littératures distinctes. Dans ce chapitre, nous nous proposons de passer en revue les principaux mécanismes mis en avant par la littérature en analysant leurs implications sur l'impact potentiel du Grand Paris Express sur le marché du travail francilien. Dans la première partie, nous revenons sur les résultats du rapport précédent ayant mis en exergue l'impact des infrastructures de transport sur la demande de travail dans le cadre d'un modèle urbain classique. Dans une seconde partie, nous nous intéresserons plus en détail au lien entre les coûts de transport et l'offre de travail des salariés. La troisième partie discute l'importance des frictions sur le marché de l'emploi. Enfin, nous développerons un modèle d'équilibre général urbain combinant à la fois les facteurs d'offre et de demande pour prédire les effets totaux du GPE sur l'emploi.

1.2 Demande de travail, taille de l'agglomération et transport

L'économie urbaine classique étudie les liens entre le marché de l'emploi, des transports et du logement en se basant sur une représentation simplifiée de la ville permettant d'identifier les mécanismes fondamentaux susceptibles d'expliquer les créations d'emploi. Dans un rapport précédent, le LIEPP a développé un modèle monocentrique classique afin d'étudier le lien entre les infrastructures de transport et le marché du travail en se concentrant sur les mécanismes liant la demande de travail émanant des entreprises et les infrastructures de transport.

Dans ce modèle monocentrique, les travailleurs répartis dans la ville effectuent des trajets quotidiens entre le centre ville, où sont concentrés l'ensemble des emplois, et leur domicile. Le marché du travail est frictionnel car le processus de recherche et d'appariement entre les entreprises et les travailleurs est coûteux. Enfin, les travailleurs peuvent avoir accès à des logements au loyer réglementé générant également des frictions sur le marché du logement (voir, Chapelle, Wasmer et Bono (2021) pour une description complète du modèle). Les simulations basées sur ce modèle permettent de mettre en avant les principaux mécanismes connectant le marché du logement et la création d'emplois à court terme, i.e. à population constante, et à long terme, lorsque la population peut s'accroître.

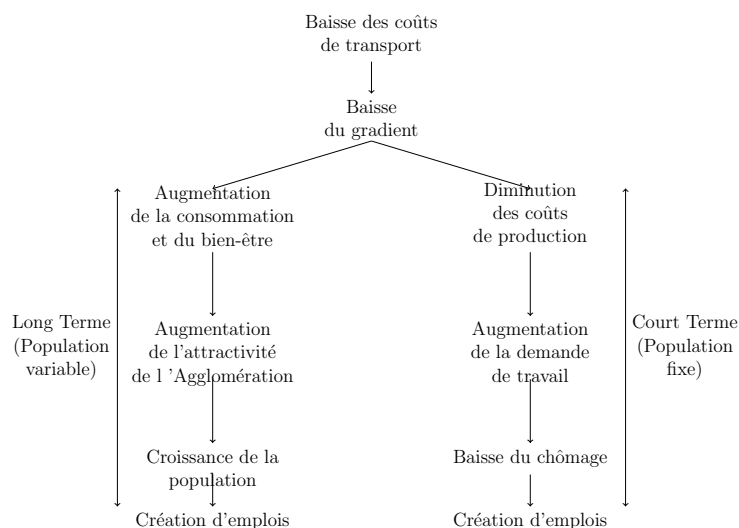


FIGURE 1.1 – Mécanismes liant transport et emplois dans Chapelle, Wasmer et Bono (2019)

La Figure 1.1 résume ces mécanismes. Ainsi, en ville fermée, une infrastructure telle que le Grand Paris Express devrait générer une baisse du gradient de rente foncière en réduisant l'attractivité relative du centre par rapport à la périphérie. Cette baisse du gradient devrait donc amener à une diminution de la charge foncière supportée par les

entreprises et une hausse de leur productivité générant davantage d'emplois et une baisse du chômage. Le rapport précédent estime cependant que ces effets de court terme demeurent modestes, avec une baisse du chômage de 0.05 points de pourcentage équivalent à la création de 2800 emplois. Toutefois, la baisse des prix de l'immobilier générée par ces nouvelles infrastructures pourrait également contribuer à augmenter le bien être des ménages en augmentant leur consommation et ainsi l'attractivité de la ville. Ainsi en population ouverte, ce gain d'attractivité de l'Ile-de-France pourrait stimuler la croissance urbaine et contribuer à la création de 160 000 emplois via une augmentation de la taille de la population active.

L'impact des infrastructures de transport sur l'emploi dépend ainsi de l'horizon temporel considéré. Deux conclusions principales ressortent donc de cette première étude. A court terme, le lien entre l'offre de travail et une amélioration des infrastructures de transport reste assez faible quantitativement. En revanche, à long terme, parce qu'elle améliore l'attractivité de la ville, une infrastructure telle que le GPE peut significativement contribuer à la croissance de la population active sur le territoire. Si une amélioration des infrastructures de transport ne semble pas permettre une réduction très forte du taux de chômage par le canal de l'offre, ce modèle reste partiel et présente de multiples limites que le présent rapport se propose d'explorer. Tout d'abord, il ne tient pas compte des relations liant le temps de trajet et l'offre de travail. Or, de récents travaux ont également mis en avant qu'une baisse des coûts de transport peut pousser les salariés à accepter des emplois plus éloignés. Nous reviendrons sur cette littérature dans la section suivante avant de les introduire dans le modèle proposé en section 1.5. Par ailleurs, le modèle monocentrique suppose que l'ensemble des entreprises se concentre dans la ville centre sans que les infrastructures de transport ne viennent modifier cette localisation, cette hypothèse sera également levée dans la nouvelle modélisation. Enfin, le marché du logement n'est que partiellement modélisé, les travailleurs ne consommant que des terrains sans structure. Or la capacité de la ville à soutenir la croissance de sa population active dépend fondamentalement de l'élasticité de l'offre de logement que nous modéliserons explicitement avant de l'estimer dans le chapitre 2 du présent rapport.

1.3 Offre de travail et transport

Si une baisse des coûts de transport semble avoir un impact assez limité sur l'offre de travail émanant des entreprises, des éléments empiriques récents tendent à supporter l'idée qu'elle pourrait avoir un rôle significatif sur le comportement des travailleurs et leur offre de travail. En effet, des coûts de transport trop élevés par rapport aux salaires peuvent pousser les ménages les plus éloignés à refuser des offres d'emploi dont le salaire ne permet pas de compenser des trajets trop longs (Coulson, Laing et Wang 2001). Par ailleurs, Manning et Petrongolo (2017) montrent qu'en Angleterre, les marchés du travail sont locaux même si ces derniers se superposent à petite échelle et que le coût de recherche est

convexe avec la distance. Enfin, Marinescu et Rathelot (2018) montrent que la probabilité de postuler à une offre d'emploi diminue de 35% tous les 10 miles qui séparent la zone de résidence de la zone d'emploi.

Dans le cas précis de l'Ile-de-France, le lien entre le coût de transport et l'offre de travail a été récemment mis en avant par Pascal (2021). Dans cette étude, l'auteur évalue l'impact du dézouage du passe Navigo, amenant à une forte réduction du coût mensuel de déplacement en Ile-de-France, sur les taux de chômage locaux. L'auteur exploite le fait que les travailleurs résidant dans la zone 3 ont vu leur coût de transport mensuel diminuer de 14.3 euros par mois rapport à ceux de la zone 2. En comparant l'évolution du marché de l'emploi de ces différents groupes, il estime que cette baisse de 14.4 euros est associée à une réduction de 2% du nombre de personnes inscrites sur les listes de pôle emploi. L'ensemble des travailleurs appartenant au même marché de l'emploi, l'explication la plus plausible du phénomène serait donc bien le canal de l'offre de travail. Pour expliquer ses résultats, l'auteur s'appuie sur un modèle de search and matching et montre que la diminution des coûts de transport aurait pu amener les travailleurs à rechercher un emploi dans un rayon plus élevé.

Cette dernière étude présente un intérêt certain dans l'évaluation ex ante du GPE car elle peut fournir une estimation de la relation entre l'offre de travail et les coûts de transport monétaire. Ainsi un gain mensuel de 14 euros serait associé à une augmentation de l'offre de travail de 2%. En s'appuyant sur la littérature sur la valeur du temps (Quinet 2013) dans les transports communs, il serait donc possible d'établir une estimation des gains en emplois liés au canal de l'offre de travail. La Table 1.1 nous permet d'estimer les gains potentiels à partir des variations de temps de trajet moyen en transport en commun permises par le Grand Paris Express, valorisé à 22 Euros d'équivalent monétaire (Quinet 2013). L'élasticité fournie par l'étude peut nous donner une première approximation du nombre d'emplois susceptibles d'être créés de par la réduction du nombre de chômeurs. Ainsi, à court terme, sur l'ensemble de l'Ile-de-France, le gisement d'emploi pourrait être estimé à 47 316 emplois. Le canal de l'offre semble donc être supérieur d'un facteur de 10 sur le court terme. Il est important de noter que l'étude de Pascal (2021) ne nous offre qu'une estimation de l'élasticité de court terme et il est difficile de déterminer comment ces gains peuvent évoluer à moyen terme, lorsque les emplois se déplacent et que l'agglomération s'accroît en rétablissant des niveaux de congestion plus élevés.

| Département | Nombre de chômeurs* | Gains de temps mensuels | | Emplois potentiels |
|-------------|---------------------|-------------------------|----------|--------------------|
| | | Heure** | Euros*** | |
| 75 | 132678 | -0.328 | 22 | 1330 [†] |
| 77 | 75817 | -2.44 | 22 | 5659 |
| 78 | 70522 | -1.61 | 22 | 3468 |
| 91 | 68420 | -1.61 | 22 | 3372 |
| 92 | 88277 | -2.52 | 22 | 6797 |
| 93 | 137906 | -3.26 | 22 | 13746 |
| 94 | 86012 | -3.83 | 22 | 10063 |
| 95 | 76416 | -1.23 | 22 | 2881 |
| IDF | 736048 | -2.10 | 22 | 47316 |

* RP 2018.

** Variation moyenne de temps de trajet, pondérée par l'emploi à la destination et le nombre de chômeurs à l'origine. Variation par trajet multipliée par 40 (20 jours ouvrés, 2 trajets par jour).

*** Quinet (2013)

[†] $132678 \times 22 \times 0.328 \times 0.02 \div 14.4$.

TABLE 1.1 – Estimation théorique des gains en emploi de court terme par le canal de l'offre

1.4 Les mécanismes complémentaires

Les deux sections précédentes ont mis en avant le rôle potentiel de l'offre et de la demande de travail afin de comprendre comment une amélioration des infrastructures de transport pourrait générer davantage d'emplois. ces canaux ne sont pas les seuls mis en avant par la littérature afin de connecter transport et marché du travail. Ainsi, Gobillon, Selod et Zenou (2007) recensent d'autre mécanismes par lesquels l'éloignement des emplois pourrait renforcer le taux de chômage de certaines zones. Tout d'abord, l'éloignement des centres d'emplois pourrait diminuer l'efficacité du processus d'appariement et l'intensité de recherche des travailleurs sur le marché du travail (Wasmer et Zenou 2002, 2006). Cependant, il reste probable que cette dimension soit prise en compte dans l'élasticité de 2% mesurée par Pascal (2021) et reste quantitativement assez faible. Enfin, les entreprises peuvent être réticentes à employer des salariés trop éloignés (Zenou 2002), les longs trajets affectant la qualité de leur travail via une fatigue accumulée liée au transport qui diminue la productivité. Cet effet de discrimination a fait l'objet de diverses expérimentations dont les résultats apparaissent relativement contradictoires. Ainsi, il semble que les discriminations liées à la distance, si elles existent, aient un impact quantitatif secondaire au regard des autres mécanismes explorés et nous les renvoyons à des études ultérieures.

1.5 Un modèle d'équilibre général urbain

Dans cette section, nous proposons d'estimer l'effet combiné du grand paris sur l'offre et la demande de travail, à l'aide d'un modèle d'équilibre général urbain basé sur le modèle d'Ahlfeldt et al. (2015). Dans ce modèle, les ménages choisissent leur lieu de résidence, leur lieu de travail et leur consommation de logement. Les salaires et les loyers s'ajustent en réponse à la localisation des firmes et des ménages. Dans le présent rapport, nous apportons trois extensions à ce modèle. Premièrement, alors qu'Ahlfeldt et al. (2015) font

l'hypothèse que tous les travailleurs sont en emploi, nous introduisons la possibilité pour les ménages de ne pas travailler si leur rémunération, nette des coûts de transports, est trop faible. Deuxièmement, nous modélisons le choix de mode de transport des travailleurs, entre véhicule personnel et transport en commun. Enfin, nous introduisons des frictions sur le marché du travail.

Ainsi, ce modèle offre une synthèse des résultats des deux sections précédentes en prenant à la fois en compte les effets des temps de trajet sur la demande de travail, à travers la baisse de la pression foncière, et leurs effets sur l'offre de travail du fait de l'augmentation de la rémunération nette des coûts de transport. De plus il permet, de par sa nature polycentrique, une analyse granulaire des effets prospectifs du GPE au niveau communal.

1.5.1 Un modèle d'offre de travail

Choix des travailleurs

Les travailleurs choisissent leur municipalité de résidence, i , ainsi que leur municipalité de travail j , puis optimisent la quantité de logement f et de numéraire x qu'ils consomment, conditionnellement à leur localisation. Un travailleur n , lorsqu'il choisit de travailler en j et vivre en i , reçoit un salaire w_j qu'il peut dépenser en logement f ou dans un numéraire x . S'il ne travaille pas, il reçoit un salaire w_u . En notant Q_i le loyer dans i , la contrainte budgétaire du travailleur s'écrit donc

$$w_j = Q_i f_n + x_n. \quad (1.1)$$

De plus, l'utilité du travailleur est supposée Cobb-Douglas :

$$u_{ij}(x_n, f_n) = \left(\frac{f}{\beta}\right)^\beta \left(\frac{x}{1-\beta}\right)^{1-\beta} t_{ijm}^{-\tau_m} z_{ijmn} \quad (1.2)$$

où β est la part du logement dans la consommation des ménages, t_{ijm} est le temps de trajet entre i et j avec le mode m , et τ_m est un paramètre qui détermine le coût, en termes d'utilité, du temps passé dans le mode de transport m . Enfin, z_{ijmn} est un terme aléatoire représentant les préférences idiosyncratiques des travailleurs pour les paires de lieu d'emploi et de résidence. Conditionnellement à son choix de localisation et de mode de transport, le travailleur n consommera donc des quantités

$$f_{ij}^* = \beta \frac{w_j}{Q_i} \quad \text{et} \quad x_{ij}^* = (1-\beta)w_j \quad (1.3)$$

respectivement de logement et de numéraire. Par conséquent, son utilité sera

$$v_{ijmn} = w_j Q_i^{-\beta} t_{ijm}^{-\tau_m} z_{ijmn}. \quad (1.4)$$

En supposant que le choc de préférences z_{ijmn} suit une loi de Fréchet avec un paramètre d'échelle T_{ijm} et un paramètre de dispersion ϵ , on peut montrer¹ que l'utilité espérée d'un travailleur de la région est

$$\Gamma/\gamma = \left[\sum_i \sum_j \sum_m w_j^\epsilon T_{ijm} t_{ijm}^{-\tau_m \epsilon} Q_i^{-\beta \epsilon} \right]^{\frac{1}{\epsilon}}, \quad (1.5)$$

où γ est une constante, et que la probabilité qu'un travailleur choisisse de vivre en i , travailler en j et le mode de transport m s'écrit

$$\pi_{ijm} = \frac{w_j^\epsilon T_{ijm} t_{ijm}^{-\tau_m \epsilon} Q_i^{-\beta \epsilon}}{\Gamma^\epsilon}, \quad (1.6)$$

Chômage et interprétation des paramètres

Dans ce qui suit, on suppose que le paramètre d'échelle peut se décomposer en $T_{ijm} = a_m B_i E_i$ pour $j \neq u$ et $T_{ium} = B_i$, de telle sorte que π_{ijm} se réécrit

$$\pi_{ijm} = \frac{w_j^\epsilon a_m B_i E_i t_{ijm}^{-\tau_m \epsilon} Q_i^{-\beta \epsilon}}{\Gamma^\epsilon}, \quad (1.7)$$

tandis que la probabilité d'être sans emploi conditionnellement au fait de vivre dans i devient donc

$$\pi_{u|i} = \frac{\pi_{ui}}{\sum_j \sum_m \pi_{ijm}} = \frac{w_u^\epsilon}{E_i \sum_j (w_j^\epsilon t_{ij}) + w_u^\epsilon}, \quad (1.8)$$

où $t_{ij} = \sum_m a_m t_{ijm}^{-\tau_m \epsilon}$ est un agrégat des temps de trajets entre i et j par les différents modes de transport à la disposition des travailleurs. Par conséquent, la probabilité d'être au chômage lorsque l'on réside dans une commune donnée dépend de trois facteurs : w_u le montant des indemnités chômage, $\sum_j T_j w_j^\epsilon t_{ij}$ un indice qui mesure l'accès aux emplois plus ou moins bien rémunérés de la région, et enfin E_i le niveau d'employabilité des résidents dans i . Ce niveau d'employabilité a pour objectif de capturer les différents mécanismes que nous ne modélisons pas mais qui peuvent affecter la probabilité qu'un résident d'une commune donnée accède à un emploi. En particulier, elle peut mesurer des effets de discrimination et de réputation de certains lieux de résidence ou l'hétérogénéité des travailleurs. Nous faisons l'hypothèse que le GPE ne les influencera pas.

Firmes et usage du bâti

Pour fermer le modèle, il nous faut spécifier le comportement des firmes et de l'offre de bâti dans la région. Nous faisons l'hypothèse que chaque commune j a une firme représentative qui produit un bien exporté sans coûts avec la fonction de production

1. Cf. Ahlfeldt et al. (2015) pour une dérivation détaillée.

suivante :

$$y_j = A_j H_{Mj}^{1-\alpha} F_{Mj}^\alpha, \quad (1.9)$$

où H_{Mj} est le nombre de travailleurs dans le commune et F_{Mj} est la surface de bâti occupée par les entreprises, tandis que A_j est la productivité totale des facteurs de production dans j , dont nous détaillerons la composition dans le paragraphe suivant.

Étant donnés les salaires w_j et les loyers Q_j , les conditions du premier ordre de la maximisation du profit de cette entreprise donne l'équation de demande de bâti en fonction de l'emploi :

$$F_{Mj} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{w_j H_{Mj}}{Q_j}, \quad (1.10)$$

ainsi que la relation d'équilibre entre loyers, salaires et productivité des facteurs :

$$A_j = \left(\frac{w_j}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{Q_j}{\alpha} \right)^\alpha. \quad (1.11)$$

D'un autre côté, l'agrégation des demandes individuelles de logement des ménages donne la fonction de demande de bâti des ménages dans chaque commune i , en notant W_i le salaire total des résidents de la commune et H la population totale de l'aire urbaine :

$$F_{Ri} = H \sum_j \pi_{ij} f_{ij}^* = \beta \frac{W_i}{Q_i}. \quad (1.12)$$

Enfin, les développeurs construisent du bâti dans chaque municipalité à partir de terre L_i et d'un facteur mobile K_i . Comme estimé par Combes, Duranton et Gobillon (2021), nous faisons l'hypothèse que la fonction de production est Cobb Douglas $F_i = C_i L_i^\mu K_i^{1-\mu}$, où μ est la part du terrain dans les coûts de construction et C_i est un niveau local de constructibilité. Comme nous travaillons en milieu urbain, nous faisons l'hypothèse que les promoteurs prennent la quantité de terrain disponible comme donnée et fixe, \bar{L}_i , et ajustent uniquement le niveau d'investissement en facteurs mobiles. Par ailleurs, les réglementations d'usage du foncier sont modélisées en fixant la part de la terre réservée aux usages résidentiels s_i^R . En notant Q_i^R le coût annualisé du bâti résidentiel et Q_i^M le coût du bâti commercial, il en découle une fonction d'offre de bâti

$$F_i^R = \tilde{L}_i s_i^R (Q_i^R)^{\tilde{\mu}}, \quad F_i^M = \tilde{L}_i (1 - s_i^R) (Q_i^M)^{\tilde{\mu}}, \quad (1.13)$$

où $\tilde{\mu} = \frac{1-\mu}{\mu}$ est l'élasticité prix de l'offre de bâti et $\tilde{L}_i = \frac{1-\mu}{P_K} C_i^{\frac{1}{\mu}} \bar{L}_i$ mesure la terre disponible en i , ajustée de la constructibilité et du prix du facteur mobile.²

2. Pour une discussion plus détaillée de ces dérivations et de l'élasticité de l'offre de logements, se reporter au chapitre suivant.

À l'équilibre dans chaque municipalité, offre et demande s'égalisent :

$$L_i s_i^R (Q_i^R)^{\tilde{\mu}} = \beta \frac{W_i}{Q_i}, \quad L_i (1 - s_i^R) (Q_i^M)^{\tilde{\mu}} \frac{\alpha}{1 - \alpha} \frac{w_i H_{Mi}}{Q_i}. \quad (1.14)$$

À noter que contrairement à Chapelle, Wasmer et Bono (2021), ici nous modélisons explicitement un gradient foncier différent pour les firmes et les résidents. Une conséquence de ce choix est que nous ignorons le mécanisme d'augmentation de la demande de travail du fait d'une baisse de la pression sur le foncier résident. Étant donnée la faible magnitude des effets induits par ce mécanisme (Chapelle, Wasmer et Bono 2021), son omission ne devrait pas avoir un impact conséquent sur les résultats de la modélisation. Par ailleurs, grâce à la nature polycentrique du modèle nous sommes en mesure de prendre en compte directement les effets provenant de la relocalisation des firmes et de la pression foncière commerciale. Cette analyse nous paraît plus pertinente au regard de l'existence de régulations concernant l'offre de foncier et son usage. La modélisation des causes et des conséquences de ces régulations présente un intérêt certain, mais sort du cadre du présent rapport.

Effets d'agglomération et de débordement

Une dernière composante du modèle, qui s'avère importante pour déterminer les variations de population totale en ville ouverte, concerne les effets d'agglomération pour la production et les aménités de consommation. En effet, la production des firmes est sujette à des effets d'agglomération, par lesquels la densité de travailleurs augmente la productivité des facteurs de production (Combes et Gobillon 2015). Dans cette étude, nous suivons la formulation d'Ahlfeldt et al. (2015), selon laquelle ces effets sont localisés et dépendent, dans chaque commune, du nombre de travailleurs dans la région pondérés par leur distance. Plus précisément, nous faisons l'hypothèse que la productivité totale des facteurs dans une commune i peut s'écrire

$$A_i = a_i \left[\sum_j e^{-\rho_A d_{ij}} H_{Mj} \right]^{\lambda_A}, \quad (1.15)$$

où d_{ij} est la distance entre i et j , ρ_A est un paramètre qui détermine l'atténuation des effets avec la distance, et a_i est un résidu qui capture les variations idiosyncratiques de productivité, par exemple du fait de la topographie du terrain, de l'accès aux voies fluviales ou de la nature des sols.

En ce qui concerne les aménités résidentielles, nous suivons toujours Ahlfeldt et al. (2015) et adoptons une formulation identique, qui suppose que, dans chaque commune, elles sont

données par

$$B_i = b_i \left[\sum_j e^{-\rho_B d_{ij}} H_{Ri} \right]^{\lambda_B}, \quad (1.16)$$

où les différents termes s'interprètent comme dans l'équation précédente. En termes économiques, cette équation capture différents phénomènes par lesquels la qualité de vie augmente (ou diminue) avec la densité de population. En effet, B_i capture tous les déterminants de l'attractivité d'une commune i , qui peuvent être fixes (monuments historiques, élévation, vue sur une rivière) ou endogènes (accès à des restaurants, à des services publics, nuisances sonores). Or, cette partie endogène dépend au premier ordre de la densité de population. Par exemple, Handbury et Weinstein (2015), Handbury (2021) et Ahlfeldt et Pietrostefani (2019) montrent que l'accès aux variétés de biens de consommation augmente avec la taille des villes, tout comme la densité des infrastructures de transport et la dépense publique. La formule ci-dessus permet, en forme réduite, de capturer l'effet moyen combiné de la densité.

1.5.2 Chômage frictionnel

Dans cette section, nous développons une extension du modèle précédent qui prend en compte l'existence de frictions sur le marché du travail. Pour ce faire, nous traitons chaque lieu de travail j comme un marché indépendant, sujet à une fonction de matching qui lui est propre – bien que les marchés soient liés entre eux par la décision des travailleurs de candidater dans l'un d'entre eux. Chaque commune dispose d'une firme représentative et d'une fonction d'appariement, qui détermine le nombre d'emplois en fonction du nombre de postes ouverts et du nombre de candidats dans la commune. Pour la formulation de la fonction d'appariement et la détermination des salaires, nous basons notre travail sur Carrère, Grujovic et Robert-Nicoud 2020.

Firmes

Comme dans la section précédente, nous faisons l'hypothèse d'une firme représentative par commune j , qui produit un output y_j vendu au reste du monde à un prix unitaire. La technologie des firmes est Cobb-Douglas

$$y_j = A_j (H_j)^\alpha (F_j^M)^{1-\alpha}, \quad (1.17)$$

avec A_j la productivité totale des facteurs, H_j la quantité de travail employée dans j et F_j^M le bâti utilisé par les firmes de j . Enfin, α est la part du travail dans le coût des firmes. Pour capturer l'hétérogénéité des travailleurs en termes de probabilité d'emploi et de salaires en fonction de leur lieux de résidence, nous faisons l'hypothèse que les résidents de chaque commune i sont caractérisés par une productivité σ_i , de telle sorte que la quantité totale de travail en j s'écrit $H_j = \sum_i H_{ij} \sigma_i$, où H_{ij} est le nombre de

résidents de i employés en j .

Les firmes peuvent discriminer sur la base du lieu de résidence, en ciblant explicitement nombre de postes vacants V_{ij} qu'elles ouvrent pour chaque lieu de résidence i . Étant donné un nombre de candidats S_{ij} et un nombre de postes ouverts V_{ij} , une fonction d'appariement Cobb-Douglas détermine le nombre de travailleurs vivant en i employés en j :

$$H_{ij} = (V_{ij})^{1-\lambda}(S_{ij})^\lambda, \quad (1.18)$$

où λ est un paramètre supposé constant dans la région.

Du point de vue des firmes, embaucher un travailleur nécessite l'ouverture de

$$\frac{V_{ij}}{H_{ij}} = \left(\frac{V_{ij}}{S_{ij}} \right)^\lambda = \theta_{ij}^\lambda \quad (1.19)$$

postes. En notant ν le coût unitaire d'ouvrir un poste, le coût d'ouverture de poste par travailleur c_{ij} s'écrit donc

$$c_{ij} = \nu\theta_{ij}^\lambda. \quad (1.20)$$

En notant w_{ij} le salaire payé par une firme de j pour un travailleur dans i , le profit espéré d'une firme dans j s'écrit

$$A_j(H_j)^\alpha(F_j^M)^{(1-\alpha)} - \sum_i (w_{ij} + c_{ij})H_{ij} - Q_j^M F_j^M, \quad (1.21)$$

avec Q_j^M le loyer commercial dans j . Ainsi, les J premières conditions du premier ordre pour la maximisation du profit égalisent la productivité marginale du travail r_{ij} au coût total par travailleur, i.e.

$$r_{ij} \equiv \sigma_i r_j \equiv \sigma_i \alpha A_j \left(\frac{F_j^M}{H_j} \right)^{1-\alpha} = c_{ij} + w_{ij}, \quad (1.22)$$

tandis que la dernière condition égalise le loyer à la productivité marginale du bâti

$$Q_j^M = (1 - \alpha) A_j \left(\frac{H_j}{F_j^M} \right)^\alpha. \quad (1.23)$$

Négociations salariales

Pour tous les matches ij , le surplus de la firme est $r_{ij} - w_{ij}$, tandis que celui d'un travailleur est $w_{ij} - u_i$, avec u_i l'indemnité chômage des résidents de i . Pour capturer le fait que l'indemnité dépend des emplois précédents, et donc des compétences individuelles, nous faisons l'hypothèse que pour tout i on a $u_i = \nu_i u$. Une fois qu'un appariement est fait, nous supposons que la firme et le travailleur se partagent le surplus total suivant une

solution de Nash

$$w_{ij} = \arg \max_w [r_{ij} - w]^{1-\chi} [w - u_i]^\chi, \quad (1.24)$$

ce qui donne $w_{ij} = \chi r_{ij} + (1 - \chi)u_i$. Par simplicité, nous suivons l'exemple de Carrère, Grujovic et Robert-Nicoud 2020 et posons $\chi = 0.5$. Avec la condition du premier ordre (1.22), on obtient ainsi

$$w_{ij} - u_i = c_{ij} \quad (1.25)$$

et

$$c_{ij} = \frac{r_{ij} - u_i}{2} = \sigma_i \frac{r_j - u}{2} \equiv \sigma_i c_j, \quad (1.26)$$

de telle sorte que

$$w_{ij} = \sigma_i(c_j + u) \equiv \sigma_i w_j. \quad (1.27)$$

Le salaire est donc le produit d'un terme de productivité marginale des travailleurs au lieu d'emploi w_j et d'un terme de productivité individuelle σ_i .

Tension sur le marché du travail

D'après la définition du coût d'embauche, on a $c_{ij} = \nu \theta_{ij}^\lambda = \sigma_i c_j$, ce qui implique que

$$V_{ij} = \left(\sigma_i \frac{c_j}{\nu} \right)^{\frac{1}{\lambda}} S_{ij} \quad (1.28)$$

On note $\tilde{\sigma}_i \equiv \sigma_i^{1/\lambda}$, le total des candidatures $S_j \equiv \sum_i S_{ij}$ et le total des vacances $V_j \equiv \sum_i V_{ij}$. Le tightness total dans j est donc $\theta_j \equiv V_j/S_j$. Par ailleurs, on définit $\bar{\sigma}_j \equiv \sum_j \frac{S_{ij}}{S_j} \tilde{\sigma}_i$ la productivité moyenne des candidats dans j . En sommant (1.28) sur i , on obtient ainsi

$$\theta_{ij} = \frac{\tilde{\sigma}_i}{\bar{\sigma}_j} \theta_j. \quad (1.29)$$

On observe ainsi que ce modèle relativement simple de demande dirigée de travail permet de modéliser des comportements de sélection des travailleurs sur la base du lieu de résidence. La productivité de trouver un emploi d'un travailleur résidant en i est en effet le produit d'une part d'un terme dépendant du volume total de candidatures et de postes vacants en j , θ_j , et d'autre part d'un terme qui dépend de la qualité de i relativement aux autres candidats dans la commune.

Offre de travail

Les travailleurs sont ex-ante identiques, et décident dans quelle commune $j = 0, \dots, J$ postuler pour un emploi et dans quelle commune $i = 1, \dots, J$ vivre. Dans le choix du lieu d'emploi, l'alternative $j = 0$ correspond à une absence de candidature et donc à une sortie de la population active.

Conditionnellement à son lieux de résidence i , quand un travailleur postule en j il a une probabilité $\ell_{ij} = \theta_{ij}^{1-\lambda}$ d'être embauché. Dans ce cas, il reçoit un salaire w_{ij} . Un travailleur qui n'est pas appareillé reste au chômage et reçoit une indemnité u_i . Une fois qu'un travailleur a choisi où vivre et où travailler, il utilise son salaire pour consommer du logement à un coût annuel Q_i^R et un bien numéraire.

Nous faisons l'hypothèse de préférences Cobb-Douglas, qui impliquent une utilité indirecte $Q_i^{-\beta} w_{ij}$ pour un travailleur qui vit en i et qui est embauché en j , et $Q_i^{-\beta} u_i$ pour un chômeur résident de i . Par conséquent, l'utilité indirecte espérée pour un travailleur qui résident en i et candidate en j est

$$\tilde{v}_{ij} = z_{ij} Q_i^{-\beta} [\ell_{ij} w_{ij} + (1 - \ell_{ij}) u_i], \quad (1.30)$$

où z_{ij} est un terme de frictions bilatéral que nous supposons distribué Fréchet avec un paramètre de dispersion ϵ et un paramètre d'échelle $B_i d_{ij} T_j$, où B_i mesure les aménités résidentielles, T_j mesure les facteurs non-modélisés qui tirent le nombre moyen de candidatures dans une commune donnée, et d_{ij} est un terme de distance. On obtient alors les probabilités de choix suivantes :

$$\pi_{ij} = \frac{v_{ij}}{\sum_{i=1}^J \sum_{j=0}^J v_{ij}}, \quad (1.31)$$

avec

$$v_{ij} = d_{ij} T_j B_i Q_i^{-\beta \epsilon} [\ell_{ij} w_{ij} + (1 - \ell_{ij}) u_i]^\epsilon. \quad (1.32)$$

Choix du mode de transport

Pour ajouter le choix du mode de transport dans le modèle, nous faisons l'hypothèse que les travailleurs choisissent simultanément où vivre, où candidater et quel mode de transport utiliser. Les utilités indirectes sont identiques à ce qui a été présenté précédemment, et le choc de préférences devient z_{ijm} suivant une loi de Fréchet avec un terme de dispersion ϵ et un terme d'échelle $B_i T_j t_{ijm}^{-\tau_m} \bar{u}_m$, où \bar{u}_m est un terme de préférence moyenne pour le mode m , τ_m est une sensibilité aux temps de trajets spécifique à chaque mode, et t_{ijm} est le temps de trajet entre i et j par le mode m .

Sous ces hypothèses, on obtient de nouveau les probabilités de choix (1.31) avec $d_{ij} = \sum_m \bar{u}_m t_{ijm}^{-\tau_m}$.

Équilibre

Comme dans la section précédente, nous supposons que la quantité de terre disponible L_i ainsi que la part dédiée au secteur résidentiel s_i^R sont fixes. Les promoteurs ont une technologie Cobb-Douglas à rendements constants, et choisissent la quantité de capital à investir étant donnée la quantité de terre disponible, ce qui implique les fonctions d'offre (1.13).

Pour la demande des firmes, les équations de salaire (1.27), de coût (1.26) et les conditions du premier ordre (1.22) donnent

$$r_j = \alpha A_j \left(\frac{F_j^M}{H_j^M} \right)^{1-\alpha} = c_j + w_j = 2c_j + u. \quad (1.33)$$

qui donne la fonction de demande de bâti des firmes :

$$F_j^M = \left(\frac{2c_j + u}{\alpha A_j} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} H_j^M, \quad (1.34)$$

tandis que la maximisation du profit donne

$$A_j = \left(\frac{Q_j^M}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{2c_j + u}{\alpha} \right)^\alpha. \quad (1.35)$$

Pour ce qui est des ménages, le revenu total dans une commune i s'écrit (avec H la population totale de l'aire urbaine)

$$\begin{aligned} Y_i &= H \sum_{j=0}^J \pi_{ij} (\ell_{ij} w_{ij} + (1 - \ell_{ij}) u_i) \\ &= H \sum_{j=0}^J \pi_{ij} \sigma_i \left[u + \left(\frac{\sigma_i}{\nu} \right)^{\frac{1-\lambda}{\lambda}} (c_j)^{\frac{1}{\lambda}} \right], \end{aligned}$$

ce qui donne la demande de bâti des résidents

$$F_j^R = \beta \frac{Y_i}{Q_i^R}.$$

À l'équilibre, l'offre et la demande de bâti s'égalisent sur les deux marchés, ce qui donne pour tout i

$$L_i s_i^R (Q_i^R)^{\tilde{\mu}} = \beta \frac{Y_i}{Q_i^R}, \quad (1.36)$$

$$L_i s_i^M (Q_i^M)^{\tilde{\mu}} = \left(\frac{2c_i + u}{\alpha A_i} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} H_i^M. \quad (1.37)$$

Un équilibre du modèle est défini comme un triplet $(Q_i^R), (c_i), (Q_i^M)$ solution de (1.6.2), (1.36), (1.37) où B_i et A_i sont donnés par (1.16) .

Ville ouverte

Pour les simulations du modèle en ville ouverte, nous faisons l'hypothèse que les ménages français choisissent séquentiellement entre habiter en Île de France et habiter dans le reste du territoire, qui permet d'obtenir un modèle de choix discrets emboîtés. L'utilité espérée de choisir l'Île de France est

$$\mathbb{E}u = \Gamma \left(\frac{1 - \epsilon}{\epsilon} \right) \left[\sum_i \sum_j v_{ij} \right]^{\frac{1}{\epsilon}}.$$

En faisant l'hypothèse que le choix de ville est également soumis à un choc idiosyncratique suivant une loi de Fréchet, avec un paramètre de dispersion ϵ_O , nous obtenons une probabilité de choisir l'Île de France égale à

$$\pi_{\text{IDF}} = \frac{(\mathbb{E}u)^{\epsilon_O}}{v_O^{\epsilon_O} + (\mathbb{E}u)^{\epsilon_O}},$$

où v_O est l'utilité espérée dans le reste du pays, que nous supposons qu'elle n'est pas affectée par le Grand Paris Express. Pour résoudre le modèle en ville ouverte, nous adoptons une méthode de résolution séquentielle où à chaque période p

1. Le modèle en ville fermée est résolu pour la valeur courante de la population de l'Île de France H_{IDF}^p
2. La population de l'Île de France est mise à jour avec un taux de mobilité τ :

$$H_{\text{IDF}}^{p+1} = H_{\text{IDF}}^p + \tau \times (H_{\text{France}} \times \pi_{\text{IDF}}^p - H_{\text{IDF}}^p),$$

qui correspond à un modèle dynamique avec agents myopes où une part τ de la population a l'opportunité de se relocaliser à chaque période.

1.6 Calibration du modèle

Pour les simulations de l'effet du GPE, nous calibrons les valeurs des élasticités centrales du modèle en nous basant sur les estimations disponibles dans la littérature, et nous estimons les paramètres de préférence des travailleurs pour les modes de transport. Les autres intrants du modèle (aménités et productivités résiduelles et productivités aux lieux de résidence) sont calculés en inversant le modèle pour qu'il prédise les populations, nombres de travailleurs et taux de chômage observés dans les données.

1.6.1 Paramètres

Les paramètres clés du modèle ainsi que les valeurs retenues pour les simulations sont résumés dans le tableau 1.2. La part du logement dans la dépense totale des ménages,

les paramètres de production des firmes et les effets d’agglomération sont calibrés d’après la littérature. Les paramètres de préférence pour les temps modes de transport et les désutilités du temps de trajet sont quand à eux estimés.

TABLE 1.2 – Paramètres du modèle d’équilibre

| Paramètre | Signification | Valeur |
|---------------|---|-------------|
| τ_c | Désutilité du temps de trajet, véhicule personnel. | 1.94 |
| τ_p | Désutilité du temps de trajet, transports publics. | 1.65 |
| a_c | Préférence relative pour les véhicules personnels. | 0.726 |
| β | Part du logement dans la dépense totale des ménages. | 0.30 |
| λ | Paramètre de la fonction d’appariement | [0.6 – 0.8] |
| ϵ | Élasticité salaires du choix de localisation professionnelle. | 4 |
| ϵ | Dispersion du choix de localisation inter-villes. | 2 |
| α | Part du bâti dans la fonction de coût des firmes. | 0.2 |
| $\tilde{\mu}$ | Élasticité de l’offre de bâti. | [0; 1.5] |
| λ_A | Élasticité de la productivité à la population. | 0.035 |
| ρ_A | Atténuation spatiale de effets d’agglomération sur la productivité. | 0.36 |
| λ_B | Élasticité des aménités à la population. | 0.1 |
| ρ_B | Atténuation spatiale des effets d’agglomération sur les aménités. | 0.5 |

Paramètres calibrés

Pour la part du logement dans la dépense des ménages β , nous prenons la valeur conventionnelle dans la littérature de $\beta = 30\%$, qui correspond au taux d’effort net total de 29.3% calculé par la DRIHL et l’INSEE sur la base de enquête logement de 2013 en Île de France (Les Conditions de Logement en Île de France, IAU, 2013). En ce qui concerne l’élasticité du choix de localisation aux salaires, ϵ , nous la calibrons à $\epsilon = 4.0$. Dans l’hypothèse du modèle en ville ouverte, nous supposons que $\epsilon_O = 2$. Pour la part du bâti, nous suivons Ubeda 2020 et la calibrons à $\alpha = 20\%$, qui coïncide avec à la fois les comptes nationaux et les calculs de l’auteur basés sur les surface commerciales des Fichiers Fonciers, les prix DVF et les salaires DADS. Enfin, le paramètre de la fonction d’appariement est fixé à $\lambda = 0.7$ (Carrère, Grujovic et Robert-Nicoud 2020), et nous testons la sensibilité des résultats à des valeurs comprises entre 0.6 et 0.8.

Tandis que la calibration des paramètres précédents est aisée et peut s’appuyer sur des valeurs faisant consensus dans la littérature, l’élasticité d’offre de logements et les effets d’agglomération déterminent de manière critique les gains de population de la ville en ville ouverte. En ce qui concerne l’élasticité de l’offre de logements, nous avons fait le choix de simuler le modèle sur une vaste palette de valeurs possible, entre une offre inélastique et une élasticité égale à deux. Le second chapitre du présent rapport discute plus en détail les valeurs possibles de cette élasticité et en propose de nouvelles estimations, de manière à indiquer le plus probable des scénarios.

Pour les effets d’agglomération, nous nous repons sur les estimations de Ahlfeldt et

Pietrostefani 2019 ; Ubeda 2020 ; Combes et al. 2010. En ce qui concerne les effets sur la productivité totale des facteurs, Combes et al. (2010) trouvent une valeur comprise entre 2.8% et 3.5% selon la spécification retenue, en comparant les différentes villes françaises et en instrumentant la densité par la densité historique et des variables géologiques. En se concentrant sur l'aire urbaine de Paris, Ubeda (2020) trouve une valeur comprise entre 3% et 4% en sur des données communales et utilisant des instruments pour la densité basés sur le modèle. Nous fixons donc la valeur de ce paramètre à $\lambda_A = 3.5\%$, proche de la valeur de 0.04 recommandée par Ahlfeldt et Pietrostefani (2019). Nous fixons le paramètre d'atténuation spatiale à $\rho_A = 0.36$, valeur estimée par Ubeda (2020).

Enfin, nous nous appuyons sur Ubeda (2020), Ahlfeldt et al. (2015) et Ahlfeldt et Pietrostefani (2019) pour fixer la valeur des effets d'agglomération sur les aménités et leur atténuation spatiale. La valeur recommandée par Ahlfeldt et Pietrostefani 2019 est de $\lambda_B = 0.12$, en accord avec Ahlfeldt et al. 2015. Comme les estimations de Ubeda 2020 sur Paris ne sont pas directement transposables à notre étude car différenciées selon la CSP et dépendant des revenus et non de la densité, nous fixons le paramètre à la valeur conservatrice de $\lambda_B = 0.1$. Pour l'atténuation spatiale, nous calibrons le paramètre à $\rho_B = 0.5$.

Modes de transport

La désutilité du temps passé dans chaque mode de transport τ_c et τ_p , ainsi que la préférence relative pour l'usage des véhicules personnels a_c , sont estimés sur les tables de mobilité domicile-travail issues du recensement de 2018. Conditionnellement au fait d'avoir un emploi et d'utiliser un mode de transport m , le modèle prédit une probabilité de résider en i et de travailler en j égale à

$$\pi_{ijm|E,m} = \frac{\pi_{ijm} \ell_{ij}}{\sum_i \sum_j \pi_{ijm} \ell_{ij}} = \frac{\ell_{ij} B_i T_j t_{ijm}^{-\tau_m} Q_i^{-\beta \epsilon} [u_i + \ell_{ij}(w_{ij} - u_i)]^\epsilon}{\phi}, \quad (1.38)$$

Nous obtenons donc une simple équation de gravité, que nous estimons sous la forme suivante :

$$\ln s_{ij|m} = -\epsilon_m \tau_m \ln t_{ijm} + \eta_i + \lambda_j + \nu_{ij}, \quad (1.39)$$

où $s_{ij|m}$ est la part des actifs employés utilisant le mode m qui travaillent en j et vivent en i , dans le total des actifs en emploi utilisant le mode m , η_i et λ_j sont des effets fixes lieu de résidence et lieu d'emploi, et ν_{ij} est un terme d'erreur. Nous estimons cette équation par Poisson pseudo-maximum de vraisemblance (PPML) et par moindres carrés ordinaires (OLS).

Un problème potentiel dans l'estimation naïve de l'équation ci-dessus est que les temps de trajet peuvent être fonction des populations. C'est le cas par exemple en présence de congestion, ou si les décisions d'investissement dans les infrastructures de transport

répondent du volume d’usagers. Dans ce cas, les temps de trajet sont endogènes et les estimateurs PPML et OLS des paramètres sont biaisés. Pour cette raison, nous reportons aussi des estimations par la méthode des variables instrumentales en utilisant la distance euclidienne comme instrument pour les temps de trajets.

| (a) Véhicules personnels | | | |
|--------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | Car PPML | Car OLS | Car IV |
| Travel time (log) | -1.944*** | -1.498*** | -1.555*** |
| | [-1.963,-1.925] | [-1.507,-1.489] | [-1.564,-1.545] |
| Observations | 1590040 | 104331 | 104331 |

| (b) Transports en commun | | | |
|--------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | Public | Public OLS | Public IV |
| Travel time (log) | -1.650*** | -1.661*** | -1.779*** |
| | [-1.674,-1.626] | [-1.674,-1.649] | [-1.793,-1.766] |
| Observations | 1366141 | 63152 | 63152 |

95% confidence intervals in brackets
* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

TABLE 1.3 – Estimation des élasticités des choix de localisation aux temps de trajet

Les estimations sont réalisées sur les données du recensement de 2018, en se restreignant aux ménages qui vivent et travaillent en Île de France. Les résultats sont présentés dans la Table 1.3. Pour ce qui suit, nous retenons les valeurs estimées par PPML.

Une fois les élasticités τ_c et τ_p estimées, nous calibrons la préférence relative pour les véhicules personnels \bar{u}_c de sorte à répliquer la part des ménages déclarant se rendre sur leur lieu de travail en voiture ou deux-roues motorisé dans le recensement de la population. Nous obtenons une valeur $\bar{u}_c = 0.726$.

1.6.2 Inversion du modèle

Étant donnés les paramètres du modèle et les temps de trajet, nous inversons le modèle pour calculer la valeur des aménités résiduelles (b_i), des productivités résiduelles (a_i) et de la productivité (σ_i). Pour ce faire, nous utilisons les tables du recensement 2018 que nous agrégeons pour calculer les trois variables suivantes : la population active au lieu de résidence H_{Ri} , la population active au lieu d’emploi H_{Mi} , ainsi que le nombre de chômeurs au lieu de résidence H_{Ui} . Dans un souci de cohérence interne, pour le calcul de l’emploi nous considérons exclusivement les personnes qui résident et travaillent dans l’aire urbaine. Nous complétons ces données avec des données de salaires à la commune de résidence nets des caractéristiques observables des travailleurs (w_j), issus des DADS

2015 et estimés par MCO sur la régression

$$\ln(w_n) = \ln(w_j) + X_n\beta + u_n, \quad (1.40)$$

où $\ln(w_n)$ est le salaire observé du travailleur n , $\ln(w_j)$ est un effet fixe lieu de travail, X_n un vecteur de caractéristiques du salarié (secteur, âge, sexe, expérience) et u_n est un terme d'erreur. Une fois w_j estimé pour chaque commune, on a $c_j = w_j - u$ et $\theta_j/\tilde{\mu}_j = (ac_j/\nu)^{1/\lambda}$

Aménités et productivités

La première étape dans l'inversion du modèle est de calculer σ_i , T_j et B_i pour toutes les communes de la zone d'étude. Pour ce faire, nous calculons la solutions du système d'équations suivant, où ρ_i dénote le taux de chômage, $s_{i|E}^R$ est la part des actifs en emploi qui vivent en i et $s_{j|E}^M$ est la part des actifs en emploi qui travaillent dans j :

$$1 - \rho_i = \frac{\sum_j d_{ij} \left[u\sigma_i + \nu \left(\frac{a}{\nu} \sigma_i c_j \right)^{\frac{1}{\lambda}} \right]^\epsilon T_j \left(\frac{a}{\nu} \sigma_i c_j \right)^{\frac{1-\lambda}{\lambda}}}{\sum_j d_{ij} \left[u\sigma_i + \nu \left(\frac{a}{\nu} \sigma_i c_j \right)^{\frac{1}{\lambda}} \right]^\epsilon T_j}, \quad (1.41)$$

$$s_{i|E}^R = \frac{B_i Q_i^{-\beta\epsilon} \sum_j d_{ij} \left[u\sigma_i + \nu \left(\frac{a}{\nu} \sigma_i c_j \right)^{\frac{1}{\lambda}} \right]^\epsilon T_j \left(\frac{a}{\nu} \sigma_i c_j \right)^{\frac{1-\lambda}{\lambda}}}{\sum_i B_i Q_i^{-\beta\epsilon} \sum_j d_{ij} \left[u\sigma_i + \nu \left(\frac{a}{\nu} \sigma_i c_j \right)^{\frac{1}{\lambda}} \right]^\epsilon T_j \left(\frac{a}{\nu} \sigma_i c_j \right)^{\frac{1-\lambda}{\lambda}}}, \quad (1.42)$$

$$s_{j|E}^M = \frac{T_j \sum_i d_{ij} \left[u\sigma_i + \nu \left(\frac{a}{\nu} \sigma_i c_j \right)^{\frac{1}{\lambda}} \right]^\epsilon B_i Q_i^{-\beta\epsilon} \left(\frac{a}{\nu} \sigma_i c_j \right)^{\frac{1-\lambda}{\lambda}}}{\sum_i B_i Q_i^{-\beta\epsilon} \sum_j d_{ij} \left[u\sigma_i + \nu \left(\frac{a}{\nu} \sigma_i c_j \right)^{\frac{1}{\lambda}} \right]^\epsilon T_j \left(\frac{a}{\nu} \sigma_i c_j \right)^{\frac{1-\lambda}{\lambda}}}. \quad (1.43)$$

Pour la résolution de ce système, nous implémentons un algorithme de points fixes emboîtés où, à chaque itération on i) commence par calculer $\tilde{T}_j \equiv T_j (ac_j/\nu)^{\frac{1-\lambda}{\lambda}}$ et $\tilde{B}_i \equiv B_i Q_i^{-\beta\epsilon} \sigma_i^{\frac{1-\lambda}{\lambda}}$ en résolvant (1.42) et (1.43) grace à un algorithme de point fixe à la Berry, Levinsohn et Pakes 1995, puis 2) on met à jour σ_i selon l'équation (1.41).

Productivité totale des facteurs, aménités résiduelles

Une fois estimés B_i , T_j et σ_i , il nous reste à calculer le vecteur de productivités totales des facteurs A_j . Pour ce faire, les loyers professionnels sont calculés à partir de la fonction de demande des firmes (1.34) et de , de telle sorte que la demande de bâti prédite soit égale à la quantité de foncier non-résidentiel dans les fichiers fonciers. Une fois les loyers calculés et comme nous observons les salaires, donne A_j pour tout j .

1.7 Simulations de l'impact du GPE

La Table 1.4 reporte les résultats des simulations de l'effet du GPE sur le nombre d'emplois créés, le taux d'emploi, le taux de chômage et le taux d'activité. Les simulations sont présentées pour des valeurs de λ comprises entre 0.6 et 0.8, et des valeurs de μ comprises entre 0 et 1.5.

Dans les cinq premières colonnes de ce tableau, nous présentons des simulations du modèle sans la marge extensive, c'est à dire avec un taux d'activité fixé à 100% : les inactifs sont exclus des données de calibration. Dans ce cas, les variations de taux d'emploi et de taux de chômage sont égales. Les résultats ont alors le même ordre de grandeur que ceux du rapport précédent.

En ville fermée, l'intégration du marché du travail permet des gains d'emploi mais négligeables, de 600 à 26 emplois selon la valeur des paramètres retenus. Pour la valeur centrale des paramètres ($\lambda = 0.7$ et $\mu = 1$), correspondant à des effets de long terme, le modèle prédit la création d'environ 500 emplois correspondant à une baisse du taux de chômage de 0.01 points de pourcentage. En ce sens, ces chiffres sont donc en accord avec les résultats du rapport précédent.

En ville ouverte, la diminution des temps de trajet renforce l'attractivité de la région, conduisant à une augmentation de la population d'entre 50000 et 66000 habitants selon la valeur des paramètres retenus. Ce choc d'offre augmente la tension sur le marché du travail, et diminue donc la probabilité d'embauche conditionnellement au fait de postuler. Il en résulte une faible *augmentation* du taux de chômage, et une création d'emplois plus faible que la croissance de la population. Dans notre scénario central, 52000 emplois sont créés pour une augmentation de la population de 62195 nouveaux actifs.

Intuitivement, ces résultats s'expliquent par le fait que le chômage frictionnel est une source de congestion : quand un nouvel actif cherche un travail, il est embauché avec une probabilité inférieure à un, et fait légèrement chuter la probabilité d'embauche pour l'ensemble des candidats. On observe que ces effets pervers décroissent à mesure que l'élasticité de l'offre de bâti augmente, car une offre de bâti plus élastique permet aux entreprises de mieux absorber l'augmentation de la main d'oeuvre.

Dans les neuf colonnes suivantes, nous présentons les résultats du modèle complet, dans lequel nous modélisons l'offre de travail. En général, la diminution des coûts de transport augmente la valeur relative du travail par rapport à l'inactivité, ce qui entraîne une augmentation du nombre d'actifs. Comme en ville ouverte, ce choc d'offre augmente la tension sur le marché du travail, ce qui augmente le taux de chômage frictionnel. L'effet net sur le taux d'emploi demeure toutefois positif dans tous les scénarios.

En ville fermée et dans le scénario central, le taux d'activité augmente de 0.57 points de pourcentage, ce qui entraîne une augmentation du chômage frictionnel de 0.027 points

de pourcentage. Au final, ce sont 40000 emplois supplémentaires qui sont créés.

En ville ouverte, les effets sur le taux d'activité et la migration s'ajoutent pour produire une forte augmentation de l'offre de travail dans la région. Cette augmentation de l'offre de travail produit une augmentation plus élevée du taux de chômage, mais l'effet net reste une augmentation du taux d'emploi dans la population totale. Au final, notre scénario central estime une augmentation de la population de la région de 52000 habitants, la création de 70000 emplois et une augmentation du chômage frictionnel de 0.06 points de pourcentage.

| λ | μ | Frictions | | | | | Frictions et participation | | | | | | | | |
|-----------|-------|-----------|---------|---------------|-------|--------|----------------------------|--------|--------|---------------|-------|-------|--------|--------|--------|
| | | V. fermée | | Ville ouverte | | | Ville fermée | | | Ville ouverte | | | | | |
| | | Emp. | Chom. | Pop. | Emp. | Chom. | Emp. | Taux | Chom. | Act. | Pop. | Emp. | Taux | Chom. | Act. |
| 0.6 | 0 | 599 | -0.0099 | 50111 | 37352 | 0.1092 | 30481 | 0.3961 | 0.0898 | 0.5319 | 39467 | 50473 | 0.3003 | 0.1542 | 0.4808 |
| 0.6 | 0.3 | 653 | -0.0108 | 54397 | 42202 | 0.0913 | 32590 | 0.4235 | 0.0704 | 0.5456 | 44013 | 56458 | 0.3369 | 0.1287 | 0.4995 |
| 0.6 | 1 | 708 | -0.0117 | 61483 | 50358 | 0.0596 | 35777 | 0.4649 | 0.041 | 0.5662 | 51742 | 66679 | 0.3996 | 0.0851 | 0.5317 |
| 0.6 | 1.5 | 716 | -0.0118 | 65015 | 54470 | 0.043 | 37227 | 0.4837 | 0.0275 | 0.5756 | 55675 | 71901 | 0.4318 | 0.0627 | 0.5482 |
| 0.7 | 0 | 559 | -0.0092 | 50504 | 40045 | 0.0707 | 32890 | 0.4274 | 0.0591 | 0.5399 | 39736 | 54563 | 0.3508 | 0.1027 | 0.4919 |
| 0.7 | 0.3 | 547 | -0.009 | 54963 | 44693 | 0.0587 | 34613 | 0.4498 | 0.0459 | 0.5535 | 44509 | 60236 | 0.3813 | 0.085 | 0.5107 |
| 0.7 | 1 | 495 | -0.0082 | 62195 | 52296 | 0.0381 | 37104 | 0.4821 | 0.0269 | 0.5732 | 52449 | 69645 | 0.4316 | 0.0558 | 0.5417 |
| 0.7 | 1.5 | 454 | -0.0075 | 65728 | 56030 | 0.0278 | 38194 | 0.4963 | 0.0186 | 0.5819 | 56399 | 74320 | 0.4565 | 0.0414 | 0.5571 |
| 0.8 | 0 | 317 | -0.0052 | 51052 | 42196 | 0.0433 | 34813 | 0.4524 | 0.0377 | 0.549 | 40171 | 58017 | 0.3915 | 0.0644 | 0.5038 |
| 0.8 | 0.3 | 247 | -0.0041 | 55658 | 46647 | 0.0366 | 36164 | 0.4699 | 0.0302 | 0.5623 | 45139 | 63361 | 0.416 | 0.0539 | 0.5222 |
| 0.8 | 1 | 106 | -0.0018 | 62996 | 53760 | 0.0256 | 38035 | 0.4942 | 0.02 | 0.5808 | 53236 | 72016 | 0.4551 | 0.0373 | 0.5518 |
| 0.8 | 1.5 | 26 | -4e-4 | 66516 | 57179 | 0.0203 | 38822 | 0.5045 | 0.0158 | 0.5886 | 57185 | 76219 | 0.474 | 0.0293 | 0.566 |

Emp. le nombre d'emplois créés, taux la variation de taux d'emploi, Pop. la variation de population, Chom le taux de chômage et Act. la variation du taux d'activité. Les variations de taux sont exprimées en points de pourcentage.

TABLE 1.4 – Simulations des effets du GPE sur l'Île de France.

1.8 Conclusion

Le présent chapitre nous a permis de passer en revue la littérature liant le développement d’infrastructures de transport au marché de l’emploi. Le précédent rapport avait particulièrement insisté sur le fait que l’impact potentiel du GPE sur l’emploi pourrait passer par une augmentation de la demande de travail émanant des entreprises en raison d’une baisse potentielle de leurs charges foncières et d’une augmentation de la taille de l’agglomération due à sa plus forte attractivité. Tout en confirmant ces résultats, le présent chapitre met en avant l’importance des mécanismes d’offre de travail, à la fois en ville fermée et en ville ouverte.

Au final, les résultats de notre travail montrent, en cohérence avec la littérature existante (Marinescu et Rathelot 2018 ; Gobillon, Magnac et Selod 2011 ; Chapelle, Wasmer et Bono 2021), que la distance géographique joue un rôle limité dans les dynamiques d’accès à l’emploi, et que le chômage frictionnel interagit au final très peu avec l’accessibilité. À population active constante, les gains sont minimales — de l’ordre de 500 emplois — et ce bien que notre modèle prenne en compte les mécanismes fonciers et les effets d’agglomération localisés.

Parallèlement, nos travaux montrent la possibilité d’un effet plus important sur le taux d’emploi du fait de variations du taux d’activité, en augmentant la participation au marché du travail et la taille de l’aire urbaine. Ces effets, plus importants — de l’ordre de 70000 emplois en ville ouverte — sont d’un ordre de grandeur comparable à ce que l’on obtient en appliquant les estimations de Pascal 2021 aux gains de temps de trajet du GPE.

Toutefois, il est important de souligner que ces mécanismes sont atténués par la présence de chômage frictionnel, qui est une force de congestion sur le marché du travail. Au final, dans tous les scénarios où la population active s’ajuste, que ce soit à travers le taux d’activité ou la migration, le chômage involontaire *augmente*. Produire une prédiction précise des effets sur les listes de pôle emploi se heurterait à des problèmes de mesure de halo du chômage et d’intensité de recherche d’emploi, qui sortent du cadre du présent rapport. Une estimation économétrique de la participation au marché du travail et une modélisation plus fine de l’intensité de recherche d’emploi, hétérogène selon les caractéristiques des travailleurs (âge, éducation et CSP notamment), serait tout de même une prolongation intéressante du présent rapport.

Enfin, nos résultats soulignent l’importance de l’élasticité de l’offre de logement dans la capacité des nouvelles infrastructures à générer de l’emploi. Ainsi, en ville ouverte et pour $\lambda = 0.7$, le GPE entraînerait la création de 54000 emplois si l’offre de bâti est inélastique contre 74320 pour une élasticité égale à 1.5.

Bibliographie

- 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.
- Ahlfeldt, Gabriel M., et Elisabetta Pietrostefani. 2019. “The economic effects of density: A synthesis”. *Journal of Urban Economics* 111 : 93-107. ISSN : 00941190. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2019.04.006>.
- Berry, Steven, James Levinsohn et Ariel Pakes. 1995. “Automobile prices in market equilibrium”. *Econometrica* 63, n° 4 (juillet) : 841. ISSN : 00129682. <https://doi.org/10.2307/2171802>. <http://www.jstor.org/stable/2171802> <https://www.jstor.org/stable/2171802?origin=crossref>.
- Carrère, Céline, Anja Grujovic et Frédéric Robert-Nicoud. 2020. “Trade and Frictional Unemployment in the Global Economy”. *Journal of the European Economic Association* 18, n° 6 (janvier) : 2869-2921. ISSN : 1542-4766. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvz074>. eprint : <https://academic.oup.com/jeea/article-pdf/18/6/2869/34926729/jvz074.pdf>.
- Chapelle, Guillaume, Etienne Wasmer et Pierre-Henri Bono. 2019. “Spatial misallocation and rent controls”. In *AEA Papers and Proceedings*, 109 : 389-92.
- . 2021. “An urban labor market with frictional housing markets: theory and an application to the Paris urban area”. *Journal of Economic Geography* 21 (1) : 97-126.
- Combes, Pierre Philippe, et Laurent Gobillon. 2015. “The Empirics of Agglomeration Economies”. Chap. 5 in *Handbook of Regional and Urban Economics*, t. 5A, 247-348. Elsevier, janvier. ISBN : 1573-4471. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59517-1.00005-2>. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/B9780444595171000052>.
- Combes, Pierre-Philippe, Gilles Duranton et Laurent Gobillon. 2021. “The production function for housing: Evidence from France”. *Journal of Political Economy* 129 (10) : 2766-2816.
- Combes, Pierre-Philippe, Gilles Duranton, Laurent Gobillon et Sébastien Roux. 2010. “Estimating Agglomeration Economies with History, Geology, and Worker Effects”. In *Agglomeration Economics*, 15-66. University of Chicago Press, février. <http://www.nber.org/chapters/c7978>.
- Coulson, N Edward, Derek Laing et Ping Wang. 2001. “Spatial mismatch in search equilibrium”. *Journal of Labor Economics* 19 (4) : 949-972.

- Gobillon, Laurent, Thierry Magnac et Harris Selod. 2011. “The effect of location on finding a job in the Paris region”. *Journal of Applied Econometrics* 26, n° 7 (novembre) : 1079-1112. ISSN : 0883-7252. <https://doi.org/10.1002/jae.1168>. arXiv : 1099-1255.
- Gobillon, Laurent, Harris Selod et Yves Zenou. 2007. “The mechanisms of spatial mismatch”. *Urban studies* 44 (12) : 2401-2427.
- Handbury, J., et D. E. Weinstein. 2015. “Goods Prices and Availability in Cities”. *The Review of Economic Studies* 82 (1) : 258-296. ISSN : 0034-6527. <https://doi.org/10.1093/restud/rdu033>.
- Handbury, Jessie. 2021. “Are Poor Cities Cheap for Everyone? Non-Homotheticity and the Cost of Living Across U.S. Cities”. *Econometrica* 89 (6) : 2679-2715. ISSN : 0012-9682. <https://doi.org/10.3982/ecta11738>.
- Manning, Alan, et Barbara Petrongolo. 2017. “How local are labor markets? Evidence from a spatial job search model”. *American Economic Review* 107 (10) : 2877-2907.
- Marinescu, Ioana, et Roland Rathelot. 2018. “Mismatch unemployment and the geography of job search”. *American Economic Journal: Macroeconomics* 10 (3) : 42-70.
- Pascal, Julien. 2021. *Spatial equilibrium and commuting costs*. Rapport technique. Sciences Po mimeo.
- Quinet, E. 2013. *L'évaluation socio-économique en période de transition*. Rapport technique. Rapport du groupe de travail présidé par Émile Quinet, Commissariat général à la stratégie et à la prospective.
- Ubeda, Morgan. 2020. “Local Amenities, Commuting Costs and Income Disparities Within Cities”. *GATE WP*.
- Wasmer, Etienne, et Yves Zenou. 2002. “Does city structure affect job search and welfare?” *Journal of urban Economics* 51 (3) : 515-541.
- . 2006. “Equilibrium search unemployment with explicit spatial frictions”. *Labour Economics* 13 (2) : 143-165.
- Zenou, Yves. 2002. “How do firms redline workers?” *Journal of urban Economics* 52 (3) : 391-408.

Chapitre 2

L'offre de logement en Ile-de-France

2.1 Introduction

Le chapitre précédent met en avant le rôle crucial de l'élasticité de l'offre de logements qui semble conditionner la capacité de la ville à attirer davantage de ménages et donc à contribuer à la création de nouveaux emplois. Or cette élasticité de l'offre de logement reste relativement méconnue et mal mesurée par les économètres. Plusieurs articles récents ont proposé des méthodologies complémentaires afin de les estimer. Dans ce chapitre nous nous proposons de revenir sur la définition de ce paramètre avant de mettre en place différentes stratégies d'estimation pour tenter de l'estimer et de la décomposer entre ces différentes variables explicatives afin de déterminer la valeur la plus proche du contexte francilien actuel.

Il est important de noter que la valeur de l'élasticité prix de l'offre de logement peut fortement varier en fonction de l'approche retenue. Dans ce rapport, nous retracerons les discussions de la littérature sur l'offre de logement avant de présenter les deux articles les plus importants sur le sujet publiés aux Etats Unis. Nous reprendrons ensuite ces deux méthodologies et discuterons leur résultats, hypothèses sous-jacentes et implications pour les effets attendus du Grand Paris Express.

2.2 Deux conceptions distinctes de l'offre de logement

Le marché du logement est souvent représenté comme un marché standard où se rencontrent l'offre et la demande. Ainsi, une série d'articles est venue tenter d'estimer l'élasticité de ces deux courbes.

L'offre de logement décrit la relation entre la variation des prix et l'augmentation du

stock de logements, soit la réaction du secteur de la construction suite à une augmentation du prix. Elle a fait l'objet d'un nombre important de contributions ayant d'abord essayé de la mesurer au niveau des pays ou des Aires Urbaines, c'est à dire des grandes villes. Pour ce faire, différents articles se sont appuyés sur des méthodes variées afin de documenter à la fois **la magnitude** de cette élasticité et ses principaux déterminants révélant au passage une importante hétérogénéité entre les pays et les villes. Pour ce faire, les articles économétriques doivent rassembler des données variées sur le marché du logement (prix, quantité, revenu des ménages) et élaborer des stratégies d'identification afin de lever les problèmes d'endogénéité. En effet, l'observation de l'évolution des niveaux de prix et de la quantité de logement sur le marché ne permet pas d'identifier automatiquement la courbe d'offre en raison du biais de simultanéité. Puisque l'offre et la demande peuvent varier, il est probable que l'évolution des prix et des quantités résultent du déplacement des 2 courbes plutôt qu'à un déplacement le long de la courbe d'offre permettant d'en identifier la pente.

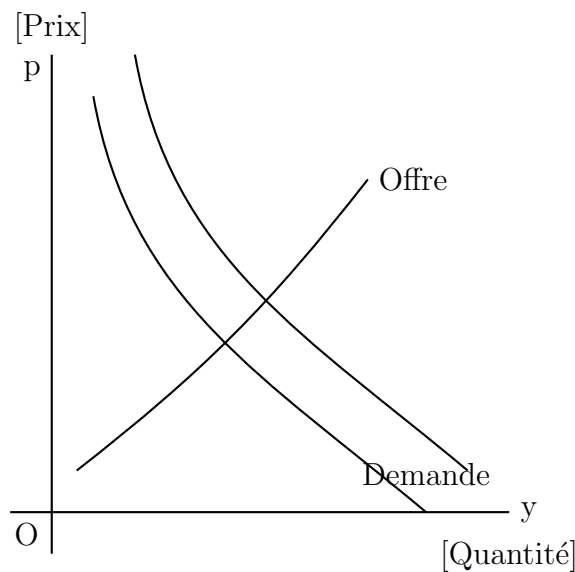


FIGURE 2.1 – Choc de Demande et identification de l'offre

2.2.1 L'offre de logement intensive

Définition : La littérature macroéconomique semble davantage porter sur l'offre intensive de logement en considérant que l'offre de terrain est fixe. En suivant Baum-Snow et Han (2019), on peut se raccrocher à la littérature sur les fonctions de production de logement (Combes, Duranton et Gobillon 2021) pour définir cette élasticité et d'obtenir une valeur minimale de l'élasticité de l'offre. Pour ce faire, on s'appuie sur un modèle simple où un promoteur immobilier disposant d'un terrain maximise la fonction de profit

suivante :

$$\Pi = P \times Y - C(Y) \quad (2.1)$$

Ici, Y correspond à la quantité de logement (par exemple mesurée en m² habitable) issue de la combinaison d'un terrain et d'un investissement dans la structure. On considère que l'offre de foncier, \bar{L} est fixe et que le promoteur ajuste son investissement dans la structure, H . La fonction de production est donnée par une Cobb Douglas comme estimée par Combes, Duranton et Gobillon (2021) ainsi $Y = A \times \bar{L}^\mu \times H^{1-\mu}$ où μ correspond à la part de la terre dans la fonction de production. La fonction de coût est donnée par une combinaison des coûts de construction c_H et du terrain c_L . La fonction de profit devient :

$$\Pi = P \times A \times \bar{L}^\mu \times H^{1-\mu} - c_H \times H - c_L \times \bar{L} \quad (2.2)$$

En considérant la part de terrain fixe, le promoteur maximise son profit en ajustant la structure H ce qui donne la condition de premier ordre suivante :

$$\frac{\partial \Pi}{\partial H} = P \times A \times (1 - \mu) \times \bar{L}^\mu \times H^{-\mu} - c_H = 0 \quad (2.3)$$

Ainsi, on obtient la quantité de structure produite sur une parcelle en fonction du prix du logement. :

$$H^* = \left(\frac{1 - \mu}{c_H} \right)^{\frac{1}{\mu}} \times P^{\frac{1}{\mu}} \times A^{\frac{1}{\mu}} \times \bar{L} \quad (2.4)$$

On peut ainsi obtenir le nombre de m² habitable par parcelle :

$$Y^* = A \times \bar{L}^\mu \times H^{1-\mu} \quad (2.5)$$

En substituant :

$$(H^*)^{1-\mu} = \left(\frac{1 - \mu}{c_H} \right)^{\frac{1-\mu}{\mu}} \times P^{\frac{1-\mu}{\mu}} \times A^{\frac{1-\mu}{\mu}} \times \bar{L}^{1-\mu} \quad (2.6)$$

on obtient la fonction d'offre :

$$Y^* = \left(\frac{1 - \mu}{c_H} \right)^{\frac{1-\mu}{\mu}} \times P^{\frac{1-\mu}{\mu}} \times A^{\frac{1}{\mu}} \times \bar{L} \quad (2.7)$$

En prenant le logarithme :

$$\ln(Y^*) = \frac{1 - \mu}{\mu} \ln \left(\frac{1 - \mu}{c_H} \right) + \frac{1 - \mu}{\mu} \ln(P) + \frac{1}{\mu} \ln(A) + \ln(\bar{L}) \quad (2.8)$$

On obtient une première définition de l'élasticité **pour une quantité de terrain donnée** :

$$\bar{\mu} = \frac{\partial \ln(Y)}{\partial \ln(P)} = \frac{1 - \mu}{\mu} \quad (2.9)$$

Or l'estimation des paramètres et de la forme fonctionnelle de l'offre de logement a fait l'objet de différentes études dont Combes, Duranton et Gobillon (2021) pour les logements individuels en France. Dans le cas de l'Ile-de-France les auteurs estiment ainsi la valeur d' μ à 0.46. Ainsi Ubeda (2020) estime l'offre de logement pour l'Ile-de-France à $\frac{0.54}{0.46} = 1.17$. La comptabilité nationale reporte également une part de la terre dans le capital immobilier d'environ 50% ce qui donnerait une élasticité de 1. Il faut néanmoins garder en tête que cette élasticité peut être considérée comme une borne inférieure lorsque l'on raisonne au niveau de la parcelle et lorsque la seule source de développement correspond à la densification.

On peut noter que cette dérivation de la fonction d'offre ne repose pas sur l'hypothèse d'entrée libre des producteurs. On peut également utiliser la condition définie en 2.4 pour trouver le prix des logements.

$$P = \frac{c_H}{A \times (1 - \mu)} \times \left(\frac{H}{L}\right)^\alpha \quad (2.10)$$

En imposant la condition de libre entrée telle que $\Pi = 0$, obtient :

$$H^* = \frac{(1 - \mu)}{\mu} \times \frac{c_L \times L}{c_H} \quad (2.11)$$

Ce qui nous donne une définition alternative de la quantité de logement produite à l'équilibre

$$Y^* = \left(\frac{(1 - \mu)}{\mu} \times \frac{c_L \times L}{c_H}\right)^{1-\mu} \times A \times L^\mu = \left(\frac{(1 - \mu)}{\mu}\right)^{1-\mu} \times A \times L \times c_L^{1-\mu} \times \left(\frac{1}{c_H}\right)^{1-\mu} \quad (2.12)$$

Ici, la production ne dépend plus que des variations du coût des terrains, des coûts de construction et de la quantité de terrain disponible. On a

$$\frac{\partial \ln(Y)}{\partial \ln(C_L)} = 1 - \mu \quad (2.13)$$

On peut refaire apparaître le prix en utilisant

Identification : Pour résoudre le biais de simultanéité, cette élasticité est souvent estimée en se basant sur l'analyse des **séries temporelles**. L'ensemble de ces travaux traitent le problème de l'endogénéité en s'appuyant sur des arguments développés dans le modèle d'ajustement du stock (Mayer et Somerville 2000 ; Wheaton 1999). Dans ces

modèles, les prix de l'immobilier permettent d'équilibrer l'offre et la demande sur l'ensemble du stock de logement alors que la construction réagit aux variations de prix résultants de ces équilibres successifs. Ainsi, la distinction entre le stock et le flux permettrait d'exploiter la corrélation entre les variations des prix et le nombre de permis de construire pour mesurer l'élasticité de l'offre de logements avec les Moindre Carrés Ordinaires. Ainsi, Malpezzi et Maclennan (2001) mesurent et comparent l'élasticité prix de l'offre au Royaume Uni et aux États Unis. Sur la période la plus récente ils trouvent une offre très inélastique au Royaume Unis (entre 0 et 1) et élastique aux États Unis (entre 1 et 4). Des travaux postérieurs, tels que Caldera et Johansson (2013) tendent à confirmer ces résultats tout en élargissant les pays couverts. Ainsi l'élasticité de long terme de la France serait estimée à 0.3. Cette méthode a également pu être appliquée pour mesurer l'élasticité prix des grandes villes (aires urbaines) américaines. Par exemple Green, Malpezzi et Mayo (2005), analysent séparément la relation entre les permis de construire et les variations de prix pour estimer une l'élasticité prix de 45 villes aux États Unis, les différences entre les villes apparaissent également importantes et les auteurs les expliquent notamment par le fait que les villes plus denses et plus réglementées ont une offre moins élastique. Enfin, Ihlanfeldt et Mayo (2014) utilisent une approche similaire pour estimer l'élasticité et son rôle dans les cycles immobiliers dans les villes américaines. Les travaux de Wheaton, Chervachidze et Nechayev (2014) s'inscrivent également dans cette approche en raffinant les méthodes de séries temporelles déployées pour prendre en compte l'autocorrélation. Baum-Snow et Han (2019) développent une stratégie d'identification en se concentrant sur des unités telles que les communes françaises. En se basant sur ces données, l'offre de logements estimée aux États Unis apparaît inférieure à la borne théorique du $\frac{1-\mu}{\mu}$ car la variation du stock de logements ne provient pas uniquement de la production de nouveaux logements mais de reconversion, non destruction, division, extension etc... Ainsi, selon les auteurs, cette borne inférieure ne s'appliquerait qu'à la production de logements neufs sur des parcelles inexploitées et pas à l'évolution nette du stock qui pourrait être inférieure et réagir moins que la secteur de la construction. Les auteurs estiment l'élasticité de la variation du stock de logement au niveau des codes postaux à 0.3 aux États-Unis et montrent une relative hétérogénéité entre ces zones en fonction de la quantité de terrain disponible et de la réglementation en vigueur.

2.2.2 L'offre de logement extensive et le coût d'agglomération

Définition : On s'appuie sur les travaux de Saiz (2010) et résumés dans Liu (2018) pour définir l'offre extensive de logement. On considère une ville k avec une population H_k .

Les ménages : Dans cette ville, en négligeant l'indice k , des ménages homogènes consomment l'aménité A et un bien privé C et ont la fonction d'utilité suivante où $\rho \in$

(0, 1) :

$$u(c, A) = (C + A)^\rho \quad (2.14)$$

Les ménages reçoivent un salaire w qui est complètement dépensé pour couvrir la consommation courante, le logement et le transport.

$$w = C + \lambda \times r' - t \times d \quad (2.15)$$

Pour des raisons de simplicité, dans sa version la plus simple le modèle suppose que tous les ménages consomment la même quantité de logement λ et r' correspond au loyer donné par l'équilibre urbain. L'ensemble des emplois sont localisés au centre dans le City Business District (CBD). Les ménages se différencient donc uniquement par la distance parcourue jusqu'au centre et paie un coût de transport linéaire $t \times d$. La première condition de l'équilibre urbain est que tous les ménages ont la même utilité \bar{u} que nous normalisons à 0. Ainsi

$$A - \lambda \times r' + w - t \times d = 0 \quad (2.16)$$

A partir de cette condition d'équilibre, on obtient la fonction d'enchère décrivant la relation entre le loyer et la distance au centre :

$$r(d) = \lambda \times r' = A + w - t \times d = r_0 - t \times d \quad (2.17)$$

où $r_0 = A + w$.

Les promoteurs : Les promoteurs achètent une quantité de terrain L au prix p_L et vendent du logement au prix P . Ils maximisent la fonction de profit suivante

$$\Pi = P \times L^\beta - cc \times L^\beta - p_L \times L \quad (2.18)$$

Leur condition de premier ordre est donc :

$$\frac{\partial \Pi}{\partial L} = (\beta)(P - cc)L^{(\beta-1)} - p_L = 0 \quad (2.19)$$

$$p_L = \frac{(\beta)(P - cc)L^{(\beta)}}{L} \quad (2.20)$$

A l'équilibre, la quantité de logement, Q , est donnée par :

$$Q = L^\beta = \lambda H \quad (2.21)$$

On obtient le prix d'un logement en fonction du coût de construction et du prix des terrains

$$p \times Q = cc \times Q + \frac{p_L \times L}{\beta} \quad (2.22)$$

En considérant que le prix d'un logement et la valeur actualisée du loyer on peut réécrire l'équation précédente ainsi

$$\frac{r(d)}{i} = p \times Q = cc \times Q + \frac{p_L \times L}{\beta} = \frac{r_0 - t \times d}{i} \quad (2.23)$$

L'élasticité de l'offre extensive : A partir d'ici, pour simplifier l'exposition, nous nous écartons légèrement de Saiz (2010) qui utilise une ville circulaire en prenant une ville linéaire où les ménages vivent sur une ligne droit allant de 0 (coordonnée du CBD) jusqu'aux mages de la ville où $d = H = Q$. En effet, ous conservons l'hypothèse que les ménages consomment une quantité fixe de terrain $\lambda = 1$ et donc une densité constante dans la ville. En périphérie, le loyer est égal à la rente agricole que nous supposons valoir 0. On peut donc réexprimer le loyer au centre ville comme il suit :

$$r_0 = i \times cc + t \times H = i \times cc + t \times Q \quad (2.24)$$

le prix au centre est donc

$$P(0) = cc + \frac{t \times Q}{i} \quad (2.25)$$

Le prix moyen dans la ville est équivalent au prix au point équidistant entre le centre ville et la périphérie $d = \frac{Q}{2}$. On peut donc réexprimer la fonction d'offre qui décrit la relation entre le prix moyen et la taille de la ville :

$$\tilde{P}^S = cc + \frac{t \times Q}{2i} \quad (2.26)$$

L'élasticité inverse de l'offre (extensive) de logement, β^S décrit la réaction du prix moyen à une croissance exogène de la population suivant un choc de demande. On peut la définit comme il suit ¹ :

$$\beta^S = \frac{\partial \tilde{P}^S}{\partial Q} \times \frac{Q}{\tilde{P}^S} = \frac{\partial \ln(\tilde{P}^S)}{\partial \ln(Q)} = \frac{t \times Q}{2i \times \tilde{P}^S} \quad (2.27)$$

1. On part de l'équation 2.26, prenons le log dex deux côté et différencions par rapport à $\ln(Q)$

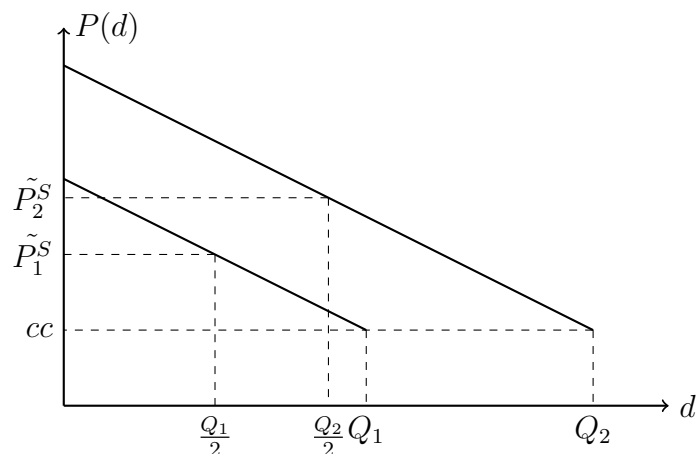


FIGURE 2.2 – Croissance de la ville dans le modèle monocentrique

Cette relation peut être illustrée par la Figure 2.2. L'élasticité inverse de l'offre extensive de logement décrit la manière avec laquelle une ville monocentrique réagit à une croissance de sa population lorsque la ville croît sur sa marge intensive en passant de Q_1 à Q_2 . Lorsque la population croît, le prix moyen de l'immobilier croît également. Ce modèle simple appelle plusieurs commentaires. Tout d'abord, cette élasticité dépend de deux paramètres clé que sont les coûts de transport et du taux d'intérêt. Lorsque le gradient de rente foncière est plus pentu, une augmentation de la population se traduira par une plus forte augmentation des prix moyens. Par ailleurs les taux d'intérêts plus faibles doivent aussi contribuer à rendre l'offre plus inélastiques (sauf si les prix et les quantités initiales s'ajustent également). La littérature a complexifié ce cadre simple de plusieurs manières. Tout d'abord, Saiz (2010) part d'une ville circulaire et met en avant le rôle de la part de terrain disponible autour du CBD : mécaniquement une ville côtière aura moins de terrains proches du centre et sera plus inélastique. Par ailleurs Liu (2018) relâche l'hypothèse d'une consommation homogène de logement entre les ménages et permet à la surface de logement consommée d'entrer dans la fonction d'utilité. L'auteur montre que si la production de logement est mesurée avec la surface et non avec le nombre de logement (ou la population), l'élasticité de l'offre sera l'élasticité de l'offre sera supérieure.

Identification : Les économistes urbains ont estimé l'offre de logement de moyen (resp. long) terme en étudiant la relation entre la croissance urbaine (resp. taille de l'agglomération) et celle (resp. le niveau) des prix de l'immobilier. Dans cette littérature, les économistes travaillent principalement sur des données de villes et développent des stratégies d'identification basées sur des variables instrumentales. Dans cette littérature la variation (resp. niveau) du stock de logement, de la population (Saiz 2010) ou des prix (Baum-Snow et Han 2019) est instrumentée par des chocs de demande comme les aménités naturelles (température, ensoleillement) ou des chocs sur le marché du travail dans la lignée de Bartik (1991). L'intuition de cette approche est illustrée dans la Figure 2.1. L'une des premières contributions est celle de Glaeser et Gyourko (2005) qui montre

une potentielle asymétrie dans la fonction d’offre, la ville réagissant davantage aux baisses de population qu’aux hausses en raison de la durabilité des bâtiments. Cet article a été suivi par la recherche de Saiz (2010) qui documente davantage la magnitude de l’élasticité prix de long terme dans les agglomérations et la décompose. L’auteur trouve une élasticité d’environ 1.54 sur l’ensemble des aires urbaines américaines sur la période allant de 1970 à 2000 et suggère que les contraintes géographiques (proximité des côtes et des zones montagneuses) jouent un rôle important dans l’inélasticité de l’offre. Cette élasticité a été reprise également pour documenter son importance potentielle dans la formation de cycles immobiliers (Glaeser, Gyourko et Saiz 2008). Plus récemment, Liu (2018) ont mis à jour cette étude pour la période 2000-2010 et estime une élasticité plus faible de l’ordre de 0.8.

2.3 Estimation de l’élasticité intensive

2.3.1 Méthodologie

Dans un premier temps, on se propose de suivre l’article de Chapelle et Eymeoud (2021) afin d’estimer l’élasticité des aires urbaines françaises. Il émerge de la discussion précédente que la littérature permet de distinguer deux types d’élasticités. La première suit plus précisément les modèles théoriques développées par la littérature sur la fonction de production de l’offre de logement (Combes, Duranton et Gobillon 2021). Dans cette veine, l’élasticité de l’offre de logement décrit la réaction du secteur de la construction aux variations de prix. Ainsi, on peut estimer la réaction de la production de logements neufs, c’est à dire des permis de construire aux variations de prix à l’aide de la spécification suivante :

$$\ln(Construction_{i,t}) = \bar{\mu} \times \ln(Prix_{i,t-1}) + \delta_t + \delta_i + \gamma X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2.28)$$

Il s’agit de la spécification la plus proche du modèle retenu où le promoteur ajuste sa production de logements en fonction des prix (ou des loyers). Ce modèle peut être estimé à étalement urbain constant ou variable. Nous utilisons comme instruments les chocs démographiques et les chocs sectoriels à la Bartik.

2.4 Résultats

Les résultats suggèrent une élasticité oscillant entre 1%, en l’absence d’instrument et 2% lorsque les prix sont instrumentés. Cette estimation sont tout à fait compatible avec les paramètres de fonction de production estimés pour la France par Combes, Duranton et Gobillon (2021). Ainsi l’élasticité devrait Francilienne devrait se situer dans cette four-

chette à court terme, en ville fermée.

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | ln(construction) | ln(construction) | ln(construction) | ln(construction) |
| Ln(prix) | 1.538*** (0.0912) | 1.820*** (0.366) | 1.402*** (0.229) | 1.694*** (0.236) |
| R2 | | | | |
| F-stat | | 89.74 | 245.8 | 120.4 |
| p-value | | | | 0.654 |
| Bartik | N | Y | N | Y |
| Naissance | N | N | Y | Y |

Standard errors in parentheses
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

TABLE 2.1 – Estimation de l’offre de logement intensive

2.5 Estimation de l’élasticité extensive

2.5.1 Méthodologie

Nous adaptons la méthode exposée dans Saiz (2010) au contexte français pour évaluer la plausibilité du scénario de ville ouverte. Nous partons de l’équation 2.26 pour estimer cette élasticité. En prenant le logarithme et en différenciant, on obtient :

$$d\ln(\tilde{P}_k) = \sigma d\ln(cc_k) + \beta^S d\ln(Q_k) \quad (2.29)$$

où σ est la part des coûts de construction et β^S est l’élasticité inverse de l’offre de logement extensive. On estime deux variantes empiriques de cette équation. Tout d’abord, l’offre de logement moyenne est estimée avec l’équation suivante :

$$\Delta\ln(\tilde{P}_k) = \beta^S \times \Delta\ln(Q_k) + \sigma \Delta\ln(cc_k) + \alpha + \epsilon_k \quad (2.30)$$

Puis nous étudions l’hétérogénéité de l’offre en la décomposant ainsi :

$$\Delta\ln(\tilde{P}_k) = [\beta^{Land} \times (1 - \Gamma_k) + \beta^{Reg} \times LUR_k] \times [\Delta\ln(Q_k)] + \sigma \Delta\ln(cc_k) + \alpha + \epsilon_k \quad (2.31)$$

où Γ_k mesure la part de terrains disponibles pour la construction en raison de contraintes géographiques (pente de plus de 15% ou présence d’eau) et LUR_k mesure le degré de réglementation du marché du foncier. Les prix sont mesurés en combinant les bases BIENS et PERVAL avec la base DV3F afin de construire des indices hédoniques. Nous suivons l’évolution de stock de logements grâce au recensement de la population et à la base de données FILOCOM. La réglementation Foncière est mesurée avec le taux de refus des permis de construire issu de la base sitadel2.

Pour instrumenter la variation de la population ou du stock de logement, nous utili-

sons les aménités naturels telles que l’ensoleillement mesurée grâce à la base SYNOP de météo France et des chocs à la Bartik sur le marché du travail grâce au recensement. La réglementation foncière est instrumentée grâce aux règles nationales que sont les monuments historiques ou la loi littorale.

2.5.2 Résultats

Résultat de base

Nous estimons l’équation 2.30 dans la Table 2.2. Les résultats non instrumentés donnent une élasticité inverse de 0.6 soit une élasticité de 1.6. Les colonnes 2 à 4 introduisent des chocs de demande pour instrumenter cette variable et aboutissent à une élasticité inverse oscillant aux alentours de 2, ce qui donne une élasticité inverse de 0.5. Il est notable que cette élasticité est beaucoup plus faible que celle estimée avec une méthodologie similaire pour les États Unis (Saiz 2010 ; Liu 2018) mais que son ordre de grandeur est très proche de celle estimée par la littérature macroéconomique (Caldera et Johansson 2013). Pour comprendre les sources de cette hétérogénéité, nous nous tournons vers sa décomposition.

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| | $\Delta \ln(\text{price})$ | $\Delta \ln(\text{price})$ | $\Delta \ln(\text{price})$ | $\Delta \ln(\text{price})$ |
| Panel a) Using Population | | | | |
| $\Delta \ln(H)$ | 0.671*** (0.123) | 2.011*** (0.494) | 2.494*** (0.415) | 2.342*** (0.390) |
| R2 | 0.113 | . | . | . |
| Obs | 331 | 331 | 331 | 331 |
| F-stat | | 29.29 | 51.07 | 31.87 |
| p-value | | | | 0.311 |
| Panel b) Using dwellings | | | | |
| $\Delta \ln(Q)$ | 0.537*** (0.131) | 3.540*** (1.171) | 4.033*** (0.799) | 3.905*** (0.783) |
| R2 | 0.0488 | . | . | . |
| Obs | 331 | 331 | 331 | 331 |
| F-stat | | 13.36 | 27.07 | 15.76 |
| p-value | | | | 0.663 |
| Bartik | N | Y | N | Y |
| Hours of sun | N | N | Y | Y |

Standard errors in parentheses
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

TABLE 2.2 – Estimation de l’offre inverse extensive en France

Hétérogénéité

Finalement, la Table 2.3 décompose l’élasticité inverse de l’offre de logement. La colonne 4 reporte la décomposition sans instrumenter la population et la réglementation foncière alors que la colonne 5 instrumente le taux de refus par la réglementation nationale et la population par la population passée de l’agglomération. Les résultats restent identiques entre les deux spécifications. On trouve que la part de terrains non disponibles, la taille de l’agglomération et la réglementation foncière joue un rôle significatif.

La décomposition de ces élasticités suggère néanmoins que c'est la réglementation foncière qui explique la plus grande part de la variation entre les agglomérations. En utilisant cette décomposition, il est possible de prédire une élasticité spécifique pour l'Ile de France que nous estimons aux alentours de 0.45. De notre point de vue, cette très faible élasticité sur un horizon temporel de 10 ou 20 ans suggère que le marché du logement francilien met beaucoup de temps à réagir et à absorber les chocs d'offre. Ainsi, le scénario de ville ouverte ne semble pas le plus plausible dans un horizon de moyen terme, inférieur à 30 ans.

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| | $\Delta \ln(\text{price})$ | $\Delta \ln(\text{price})$ | $\Delta \ln(\text{price})$ | $\Delta \ln(\text{price})$ | $\Delta \ln(\text{price})$ |
| $\Delta \ln(Q)$ | 3.905*** (0.783) | 2.546*** (0.624) | 1.865*** (0.523) | -2.506 (1.656) | -1.665 (1.580) |
| $\Delta \ln(Q) \times \text{share unavailable}$ | | 1.917*** (0.543) | 1.895*** (0.508) | 2.247*** (0.448) | 2.161*** (0.447) |
| $\Delta \ln(Q) \times \text{Refusal Rate}$ | | | 3.631** (1.443) | 8.577* (4.858) | 8.619* (5.050) |
| $\Delta \ln(Q) \times \ln(\text{Pop})$ | | | | 0.252*** (0.0753) | 0.184** (0.0744) |
| R2 | | | | | |
| Obs | 331 | 331 | 331 | 331 | 331 |
| Bartik | Y | Y | Y | Y | Y |
| Hours of sun | Y | Y | Y | Y | Y |
| Past Population | N | N | N | N | Y |
| National regulation | N | N | N | N | Y |

Standard errors in parentheses
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

TABLE 2.3 – Décomposition de l'offre inverse extensive en France

2.6 Conclusion

Le présent chapitre nous a permis de passer en revue la littérature sur l'offre de logement et de l'adapter à notre cadre d'analyse. Ce chapitre nous permet de distinguer entre deux types d'offre. L'offre intensive correspond au paramètres de la fonction de production qui doit être située entre 1 et 2, nos estimations suggèrent que les simulations utilisant une offre de logement comprise entre 1 et 1.5 sont raisonnables.

Par ailleurs, l'estimation de l'offre de logement extensive nous permet d'évaluer la plausibilité du scénario de ville ouverte. Les résultats suggèrent que l'élasticité de l'offre de logement extensive est très faible en France en raison d'une forte réglementation de l'utilisation du sol. Pour l'Ile de France, l'élasticité de 0.45 soutient davantage l'hypothèse de ville fermée en particulier dans un contexte où cette réglementation pourrait être renforcée dans le cadre du plan visant à limiter l'artificialisation des sols à moyen terme.

Bibliographie

- Bartik, Timothy J. 1991. “Who benefits from state and local economic development policies?”
- Baum-Snow, Nathaniel, et Lu Han. 2019. “The microgeography of housing supply”. *Work in progress, University of Toronto*.
- Caldera, Aida, et Asa Johansson. 2013. “The price responsiveness of housing supply in OECD countries”. *Journal of Housing Economics* 22 (3) : 231-249.
- Chapelle, G, et JB Eymeoud. 2021. *The housing supply elasticity and the cost of agglomeration*. Rapport technique. mimeo.
- Combes, Pierre-Philippe, Gilles Duranton et Laurent Gobillon. 2021. “The production function for housing: Evidence from France”. *Journal of Political Economy* 129 (10) : 2766-2816.
- Glaeser, Edward L, et Joseph Gyourko. 2005. “Urban Decline and Durable Housing”. *Journal of Political Economy* 113 (2) : 345-000.
- Glaeser, Edward L, Joseph Gyourko et Albert Saiz. 2008. “Housing supply and housing bubbles”. *Journal of Urban Economics* 64 (2) : 198-217.
- Green, Richard K, Stephen Malpezzi et Stephen K Mayo. 2005. “Metropolitan-specific estimates of the price elasticity of supply of housing, and their sources”. *American Economic Review*, 334-339.
- Ihlanfeldt, Keith, et Tom Mayock. 2014. “Housing bubbles and busts: The role of supply elasticity”. *Land Economics* 90 (1) : 79-99.
- Liu, Yishen. 2018. “Estimating the elasticity of supply of housing space rather than units”. *Regional Science and Urban Economics* 68 : 1-10.
- Malpezzi, Stephen, et Duncan Maclennan. 2001. “The long-run price elasticity of supply of new residential construction in the United States and the United Kingdom”. *Journal of Housing Economics* 10 (3) : 278-306.
- Mayer, Christopher J, et C Tsurriel Somerville. 2000. “Residential construction: Using the urban growth model to estimate housing supply”. *Journal of urban economics* 48 (1) : 85-109.
- Saiz, Albert. 2010. “The geographic determinants of housing supply”. *The Quarterly Journal of Economics* 125 (3) : 1253-1296.
- Ubeda, Morgan. 2020. “Local Amenities, Commuting Costs and Income Disparities Within Cities”. *GATE WP*.

Wheaton, William C. 1999. "Real estate "cycles": some fundamentals". *Real estate economics* 27 (2) : 209-230.

Wheaton, William C, Serguei Chervachidze et Gleb Nechayev. 2014. "Error Correction Models of MSA Housing'Supply'Elasticities: Implications for Price Recovery". *MIT Department of Economics Working Paper*.