

T

H



Analyse

É



M

A

Commissariat général au développement durable

Analyse économétrique de l'effet des infrastructures de transport sur les prix immobiliers et les revenus des ménages

JANVIER 2019

Analyse économétrique de l'effet des infrastructures de transport sur les prix immobiliers et les revenus des ménages

05 – Pourquoi évaluer les politiques de transport ?

Les politiques de transport produisent des effets économiques, sociaux et environnementaux conséquents sur les territoires et les populations qui y vivent, qu'il est nécessaire d'évaluer. Si les travaux d'économie géographique et urbaine ont produit des modèles prédisant le lien entre coûts de transport et rente immobilière, le développement d'études empiriques a permis de quantifier l'ampleur de ces différents effets.

09 – Comment évaluer les politiques de transport *ex-post* ?

L'évaluation *ex-post* des politiques de transport soulève un ensemble d'enjeux méthodologiques complexes (construction du groupe de contrôle ; problème d'endogénéité de la politique, etc.) qui doivent être pris en compte. Les méthodes des doubles différences et des doubles différences par appariement seront présentées.

15 – Cas pratique : l'évaluation du prolongement de la ligne 13 de métro à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers

L'évaluation de l'effet du prolongement de la ligne 13 de métro à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers en 2008 sur les prix du logement et le revenu des ménages, à partir des bases BIEN et FILOCOM, fournit une bonne illustration de l'usage des méthodes économétriques des doubles différences et des doubles différences par appariement. Ces méthodes peuvent s'appliquer à d'autres contextes urbains et à l'évaluation de l'arrivée d'autres infrastructures.

27 – Annexes

Document édité par :
**Le service de la donnée et des études
statistiques (SDES)**

contributeurice



Ancienne élève de l'ENS de Cachan et agrégée de sciences économiques et sociales, Marine Duros est actuellement doctorante en sociologie au Centre Maurice Halbwachs (ENS-EHESS). Ce Théma découle de son travail de mémoire de Master « Politiques Publiques et Développement » à l'École d'Économie de Paris, sous la direction de Laurent Gobillon (CNRS-PSE), et intitulé « Le métro parisien en banlieue : quel effet sur la gentrification et le prix de l'immobilier ? » (2014).

remerciements

Je remercie toute l'équipe du service de la donnée et des études statistiques (SDES) pour son accueil. Je remercie également mon directeur de mémoire Laurent Gobillon pour son encadrement et sa disponibilité tout au long de mon travail de recherche. Un grand merci également à Marianne Bléhaut et Benjamin Vignolles pour leur aide précieuse lors de la rédaction du mémoire.

avant-propos



Le projet du Grand Paris Express, 200 kilomètres de lignes de métro et 68 nouvelles gares, annoncé en 2009 et dont le coût de construction est évalué à 35 milliards d'euros, est entré dans sa phase opérationnelle et fait aujourd'hui l'objet d'attention de nombreux acteurs publics et privés.

Si le projet vise d'abord à accroître l'attractivité de la région Île-de-France à l'échelle internationale, ses retombées locales méritent d'être mieux appréhendées, en analysant les effets socio-économiques de ce projet dans les quartiers concernés par l'ouverture de nouvelles gares.

La valorisation immobilière et les évolutions sociales induites par les projets de transports constituent un enjeu majeur d'évaluation des politiques de transport. La mesure du phénomène est néanmoins complexe et nécessite la mise en place de méthodes économétriques spécifiques adaptées à des cas réels.

C'est tout l'intérêt de cette publication qui présente de façon claire et détaillée les méthodes les plus adaptées à cette analyse. Celle-ci est illustrée par l'étude spécifique des effets du prolongement de la ligne 13 de métro à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers en 2008. Nul doute que ces conclusions viendront alimenter les débats en cours sur les mutations induites par cette infrastructure majeure.

— **Sabine Baietto Beysson**

PRÉSIDENTE DE L'OBSERVATOIRE DU FONCIER ÎLE-DE-FRANCE

partie 1

Pourquoi évaluer les politiques de transports ?

— Les sciences économiques, et en particulier les sous-champs de l'économie géographique et urbaine standard, ont produit des modèles pour prédire l'effet des transports publics sur les choix de localisation des ménages et des entreprises. Le développement de méthodes empiriques d'évaluation (méthode des prix hédoniques, méthodes des doubles différences, etc.) a permis d'en quantifier l'ampleur. Si ces travaux empiriques s'accordent majoritairement sur le lien positif entre l'accessibilité d'une zone par les transports publics, les prix de l'immobilier et les revenus des ménages des quartiers mieux desservis, ils montrent aussi que les conséquences de ces politiques sont loin d'être univoques et dépendent des contextes économiques et sociaux.



partie 1 : pourquoi évaluer les politiques de transports ?

Des enjeux économiques, sociaux et environnementaux forts sont associés aux politiques de transports : elles ont des effets distributifs importants sur un territoire donné et sur les populations qui y vivent. D'où l'importance d'en évaluer les effets.

EFFETS THÉORIQUES ATTENDUS

Les premiers modèles fondateurs de l'économie urbaine standard, inspirés des travaux de Von Thünen (1826) qui a expliqué la manière dont les productions agricoles se répartissent autour des villes de l'Allemagne préindustrielle, ont été développés par Alonso (1964), Muth (1969) et Mills (1967). Dans ces modèles, la ville étudiée est circulaire et organisée autour d'un *Central Business District* (CBD) qui concentre tous les emplois ; des travailleurs, qui touchent tous le même revenu, doivent supporter des coûts de transport proportionnels à la distance qui les sépare du CBD. À l'équilibre, les individus choisissent leur localisation dans la ville en arbitrant entre leurs coûts de transport (croissant avec la distance au centre-ville) et de logement (décroissant avec la distance au centre-ville). Être plus proche du centre réduit donc les coûts de transport et provoque une augmentation des prix du foncier : en effet, la propension à payer davantage au CBD est plus forte, car elle est compensée par des coûts de transport plus faibles. Ainsi, d'après ces modèles, un accès plus facile aux transports (une baisse des coûts temporels et financiers des transports) accroît la demande de logement en périphérie de la ville, rendue plus attractive. La hausse consécutive au surcroît de demande en périphérie se diffuse à l'ensemble de la ville.

Si ces modèles permettent d'appréhender certaines logiques sous-jacentes du marché de l'immobilier au niveau métropolitain, l'hypothèse d'une ville monocentrique est discutable aussi bien d'un point de vue théorique qu'empirique. D'une part, selon Fujita et Otawa (1982), plutôt que de considérer la forme prise par la ville comme une donnée a priori, il apparaît plus satisfaisant de développer un modèle où la localisation des ménages et des entreprises est déterminée de manière endogène. En effet, il existe des influences réciproques entre la structure des réseaux de transports et la répartition des activités dans l'espace. Ainsi, de nouveaux centres secondaires peuvent émerger avec le développement de nouveaux réseaux de transports. D'autre part, de nombreux travaux ont montré qu'une ville monocentrique conduit à un équilibre instable (Mills, 1972). Autrement dit, il y a une tendance à la décentralisation des ménages et des entreprises sur le long terme. Par exemple, si l'on prend le cas de l'Île-de-France, une relative dispersion des bassins d'emploi (Hauts-de-Seine, Paris centre, Seine-Saint-Denis, etc.) est observée. Dans cette optique, des modèles théoriques plus complexes se sont développés, démontrant que des équilibres peuvent apparaître dans des situations de polycentrisme (Fujita, Ogawa, 1982 ; Weathon, 2004).

Au-delà des effets directs des transports sur les prix de l'immobilier ou le revenu des ménages par le biais d'une réduction des coûts financiers et temporels des déplacements, ceux-ci sont également créateurs d'externalités négatives et

positives pouvant affecter le bien-être des populations et l'économie de la région (Fujita, 1989). D'un côté, les transports permettent de réduire des phénomènes de *spatial mismatch*, c'est-à-dire de déconnexion spatiale entre le lieu de résidence et la localisation des emplois pouvant conduire à des « cercles vicieux négatifs » (perte de qualification des habitants des quartiers mal desservis par les transports, perte de motivation pour la recherche d'emploi, etc.). D'un autre côté, des externalités négatives peuvent se développer : par exemple, des nuisances sonores ou de la pollution produite par ces transports peuvent jouer défavorablement sur le prix de l'immobilier et sur le bien-être général des populations. L'augmentation des prix de l'immobilier peut également conduire à des phénomènes d'éviction des ménages à bas revenus vers des zones plus enclavées.

EFFETS EMPIRIQUES ATTENDUS

Les travaux empiriques s'accordent majoritairement sur le lien positif entre l'accessibilité d'une zone par les transports publics, les prix de l'immobilier et l'enrichissement associé des quartiers mieux desservis. Selon la méthode des prix hédoniques (voir encadré 1), de nombreux travaux empiriques confirment cette relation positive entre accessibilité de la zone et prix du logement, bien que la magnitude des effets estimés varie beaucoup en fonction non seulement de la méthode employée, mais aussi du type de transports publics et de la zone touchée (caractéristiques du parc de logements, revenu moyen des ménages, type d'aménités présentes, etc.), entre 0 et 40 % (voir par exemple Kahn, 2007 ; McMillen *et al.*, 2004).

Cet effet d'accroissement du prix autour de la zone peut se produire avant même l'ouverture de la ligne, par effet d'anticipation des ménages à l'annonce du projet. McDonald et Osuji (1995) trouvent ainsi que, trois ans avant l'ouverture d'une ligne de métro surélevée à Chicago en 1990, l'annonce du projet a conduit à une augmentation des prix de l'immobilier de 17 % dans un secteur de 0 à 800 mètres des stations. Toutefois, la méthode employée est une méthode de différences simples, qui consiste seulement à étudier l'évolution des prix de la zone concernée par le projet avant et après son annonce, ce qui ne permet pas de détecter un véritable effet causal du projet (cf. *infra*).

En relation avec l'augmentation des prix du foncier, l'ouverture d'une ligne de métro peut conduire à un phénomène de gentrification de la zone, c'est-à-dire à l'arrivée de ménages à revenus plus élevés dans le quartier par remplacement des ménages à revenus modestes, transformant alors le profil économique et social du lieu. Des travaux récents ont essayé de quantifier ces effets de gentrification liés à l'arrivée de nouvelles aménités dans les quartiers, comme Zheng et Kahn (2011) qui ont étudié l'effet des investissements publics en espaces verts et transports en commun à Pékin à l'aide de modèles de régressions hédoniques. Toutefois, ils ne capturent

partie 1 : pourquoi évaluer les politiques de transports ?

pas l'effet pur du métro mais davantage une amélioration globale de l'offre de services du quartier. Kahn (2007) évalue spécifiquement l'effet des métros et trains de banlieues sur la gentrification des quartiers dans 14 villes américaines à l'aide d'un panel de 1970 à 2000 et d'une méthode de doubles différences (*cf. infra*), en s'intéressant aux évolutions de la part de cadres et des revenus dans ces zones. Il trouve ainsi un effet de gentrification plus ou moins fort en fonction du type de transports publics : les transports publics accessibles en voiture avec « parcs relais » (*Park and Ride*), situés davantage en périphérie, ont un effet faible sur la gentrification, alors que ceux accessibles à pied ou à vélo et plus proches du centre (*Walk and Ride*) engendrent une gentrification plus forte autour des stations. Dans le cas français, Mayer et Trevien (2015) trouvent, grâce à une méthode de doubles différences (*cf. infra*), que la proximité au Réseau Express Régional (RER) en Île-de-France conduit à une augmentation de la part de cadres dans un périmètre de 5 à 20 kilomètres de Paris de l'ordre de 0,87 % entre 1975 et 1990.

Si l'effet global sur les prix et le revenu des ménages est généralement positif, d'autres mécanismes agissant dans l'autre direction peuvent être attendus à proximité des stations, dus à des externalités négatives comme la nuisance sonore (en particulier pour les transports publics non souterrains) ou un accroissement du vandalisme à proximité des stations, comme le suggèrent certains travaux. Par exemple, Ihlanfeldt (2003) trouve que la proximité d'une

station du MARTA (*Metropolitan Atlanta Rapid Transit Authority*) à Atlanta engendre une augmentation des délits et infractions, cet effet étant toutefois hétérogène en fonction du lieu où se situe la station (l'effet trouvé est plus fort en centre-ville qu'en banlieue). Dans cette même perspective, Bowes et Ihlanfeldt (2001) trouvent que les logements situés à 400 mètres des stations de métro à Atlanta étaient vendus 19 % moins chers qu'à une distance de trois kilomètres des stations. D'autres économistes trouvent qu'un réseau de transports publics dense attire des ménages à plus bas revenus, ceux-ci n'ayant pas les moyens de s'acheter un mode de locomotion privé (Glaeser *et al.*, 2008). Toutefois, ces effets liés à l'arrivée d'une nouvelle station n'ont été étudiés que pour des villes aux États-Unis, où les transports en commun sont moins utilisés qu'en France et où les villes sont moins denses. En effet, Trevien et Mayer (2015) notent que seulement 5,3 % des travailleurs aux États-Unis utilisent les transports en commun pour se rendre au travail (McKenzie et Rapino, 2011), alors que 13,3 % des travailleurs en France les utilisent (François, 2010). La méta-analyse de Debrezion, Pels et Rietveld (2007) montre, quant à elle, qu'à proximité des stations de transports, les locaux commerciaux sont plus touchés par une augmentation des prix que les logements, alors que la valeur de ces derniers augmente davantage par rapport à celle des locaux commerciaux au-delà de 400 mètres des stations.

Encadré 1 : la méthode des prix hédoniques

C'est une méthode dite de « préférence révélée » pour l'analyse du prix d'un bien. L'hypothèse sous-jacente est qu'un bien est composé d'un ensemble de caractéristiques ou attributs, dont il s'agit d'estimer la valeur pour obtenir le prix de ce bien. Autrement dit, le prix d'un bien est le résultat d'une valorisation implicite de chaque caractéristique qui compose ce bien. Cette méthode est régulièrement appliquée pour analyser le marché du logement. On peut en effet considérer que le bien « logement » est composé d'un ensemble de caractéristiques privées (le nombre de pièces, le niveau de confort du logement, etc.) et publiques (transports publics, parcs, écoles, etc.), qui déterminent son prix. Grâce à cette méthode, on pourra par exemple estimer la valeur associée à la présence d'un métro à proximité du logement.

partie 2

Comment évaluer les politiques de transport *ex-post* ?

— Toute évaluation *ex-post* d'une politique de transport soulève des enjeux méthodologiques complexes : construction d'une « zone de contrôle » pertinente ; problématique d'endogénéité de la politique, etc. Les méthodes de doubles différences simples et de doubles différences par appariement présentées ci-après permettent de pallier certaines de ces difficultés.



partie 2 : comment évaluer les politiques de transport *ex-post* ?

Les modèles économétriques d'évaluation *ex-post* consistent à évaluer l'effet d'une politique déjà mise en place. Des méthodes d'évaluation *ex-ante* qui visent à anticiper l'effet d'une politique publique existent également, à l'aide de modèles de micro-simulation, mais supposent la définition de nombreuses hypothèses sur les comportements potentiels des agents économiques (voir par exemple les modèles *Land Use Transport Interaction*). Cette approche dite structuraliste vise à expliciter un modèle complet de comportements des agents économiques et peut aussi être utilisée pour des évaluations *ex-post*. Les méthodes présentées ici ne se fondent pas sur de telles hypothèses et sont davantage « empiriques » (on ne fait pas d'hypothèses *ex-ante* sur les mécanismes à l'œuvre).

LES PROBLÉMATIQUES DE L'ÉVALUATION DES TRANSPORTS

Pour comprendre la complexité de l'identification de l'effet pur d'une politique publique, il convient d'illustrer le propos par un exemple : l'effet de l'implantation de stations de métro à une date t sur l'évolution du prix de l'immobilier Y dans différents quartiers. Les données disponibles sont la valeur des transactions immobilières dans les zones d'intérêts avant et après la mise en place de la politique. Pour estimer l'effet causal de l'ouverture de cette station, il ne suffit pas d'observer l'évolution de la variable d'intérêt Y avant et après la mise en œuvre de la politique (traitement) dans la zone concernée par la politique, dite zone traitée. En effet, beaucoup d'autres facteurs peuvent expliquer les variations de Y avant et après la politique (conjoncture du marché de l'immobilier, réglementation sur les loyers, projets plus larges de réhabilitation urbaine, etc.).

Pour déterminer cet effet causal, il faut raisonner en termes de « contrefactuels » pour reprendre le cadre d'analyse proposé par Rubin (1974), c'est-à-dire estimer ce qu'aurait été l'évolution de Y en l'absence de cette infrastructure. Ne pouvant pas directement observer cette évolution, il faut sélectionner des zones « de contrôle » ou « témoins » qui ressemblent aux zones de traitement en termes de caractéristiques socio-économiques et de tendances passées des dynamiques du marché du logement par exemple (cf. *infra*). À la manière des expérimentations médicales, cela permet de comparer les évolutions du groupe « traité » et celle du groupe « de contrôle ». Une hypothèse essentielle dans ce cadre d'analyse est qu'il n'existe pas d'externalités entre les groupes traités et de contrôle, c'est-à-dire que l'effet de la politique sur le groupe traité n'a pas d'effets indirects sur le groupe de contrôle. Il faut être particulièrement vigilant à cette condition dans le cas de l'évaluation de politiques territoriales, du fait de la mobilité des personnes (mais une telle hypothèse est difficilement vérifiable).

L'endogénéité de la politique de transport constitue un autre problème pour l'évaluation. En effet, le choix de localisation d'une infrastructure n'est pas fait de manière aléatoire. Il est généralement implanté pour désenclaver une région ou bien pour accompagner son développement économique (Mayer, Trevien, 2015). Ainsi, ces politiques touchent des zones spécifiques, et, en ce sens, elles ne sont pas indépendantes de l'évolution de la variable de résultat Y dans la période précédant le traitement. On parle de problème de causalité

inverse : ce sont les évolutions spécifiques de la variable de résultat Y qui conduisent à la mise en place de la politique. Ce biais de sélection dans la mise en place de la mesure à évaluer peut compliquer l'évaluation de l'effet causal de la politique. Pour résoudre un tel problème, différentes méthodes économétriques existent, qui dépendent fortement des données disponibles (voir encadré 2).

LES MÉTHODES D'ÉVALUATION DES DOUBLES DIFFÉRENCES ET DOUBLES DIFFÉRENCES PAR APPARIEMENT

La méthode des doubles différences

La méthode des doubles différences consiste à comparer l'évolution d'une variable d'intérêt Y (par exemple le revenu d'un ménage) avant et après le traitement entre les zones traitées et les zones de contrôle, c'est-à-dire non touchées par le traitement (*graphique 1*). Il s'agit d'éliminer les différences systématiques entre les deux groupes en termes de niveau de la variable d'intérêt avant le traitement ainsi que l'évolution temporelle de Y (en dehors de l'effet du traitement). L'effet estimé est alors l'effet moyen du traitement sur le groupe traité. Soit Y_t et $Y_{t'}$ les résultats respectivement avant et après le traitement ; T correspond à l'état de traitement, égal à 1 dans la zone traitée, 0 sinon. L'effet δ estimé du traitement entre la période t et t' par la méthode des doubles différences s'écrit :

$$\delta = [E(Y_{t'} | T = 1) - E(Y_t | T = 1)] - [E(Y_{t'} | T = 0) - E(Y_t | T = 0)]$$

L'hypothèse identifiante est que les groupes de contrôle et de traitement auraient connu la même évolution de revenu en l'absence du traitement (hypothèse des tendances communes). Concrètement, la spécification économétrique peut s'écrire ainsi :

$$Y_{it} - Y_{it'} = \delta T + \beta X_{it} + u_{it}$$

avec X_{it} qui correspond à un ensemble de variables de contrôle, c'est-à-dire des variables qui permettent de prendre en compte les autres variables qui peuvent contribuer à l'évolution des prix indépendamment du traitement. Cela permet de rendre plus réaliste l'hypothèse des tendances communes du groupe traité et de celui de contrôle. u_{it} correspond au terme d'erreur du modèle.

Encadré 2 : méthodologies pour aller plus loin...

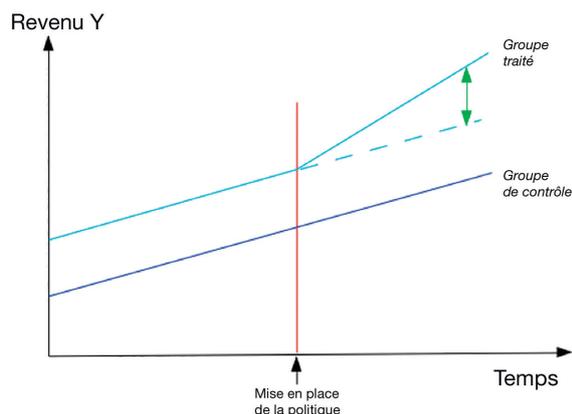
Des méthodes économétriques relativement complexes permettent de pallier ces problèmes d'endogénéité, mais leur répliquabilité est difficile et dépend extrêmement des données à disposition.

Deux principales méthodes ressortent dans les travaux récents :

- la première consiste à identifier des zones spécifiques du nouveau réseau de transport qui ont été traitées « aléatoirement ». C'est la méthode utilisée par Banerjee *et al.* (2012) qui cherchent à évaluer l'effet de la construction de voies de chemins de fer en Chine sur le développement économique de la région sur une période de 20 ans. Les auteurs partent de l'hypothèse que la construction d'axes ferroviaires vise à relier un centre historique et économique (une grande ville) à un autre, mais que les zones intermédiaires (les villes moyennes) ont été traitées de manière « aléatoire », l'objectif de la politique n'étant pas d'y installer spécifiquement une gare. Ainsi, la stratégie consiste à évaluer l'effet de l'ouverture sur ces zones intermédiaires (les zones traitées) comparées à des zones identiques mais non touchées par la construction de ligne (les zones de contrôle). Mayer et Trevien (2015) mettent en œuvre une évaluation similaire pour tester l'effet du prolongement du RER et de l'amélioration du réseau existant en région parisienne sur le niveau d'emploi et l'implantation d'entreprises dans la zone. Toutefois, on peut en partie réfuter l'hypothèse identifiante de cette méthode dans la mesure où il paraît peu probable que ces zones intermédiaires aient été choisies de manière complètement aléatoire. Les plans de transports suivent une logique plus complexe et réfléchie que celle d'un simple raccordement rectiligne de deux centres économiques : ces nouvelles infrastructures passent généralement par des plus petites communes connaissant déjà une certaine densité démographique.
- l'autre méthode consiste à utiliser une « variable instrumentale » pour résoudre cet éventuel biais d'endogénéité : il s'agit de trouver une variable i qui est corrélée à la variable endogène (dans notre cas, la politique de transport) mais qui n'a pas d'effet direct sur la variable d'intérêt (par exemple le prix de l'immobilier). En d'autres termes, il faut trouver une « source de variation exogène » du traitement pour échapper à ce biais d'endogénéité. Dans la littérature sur l'évaluation des transports, les plans initiaux de transports qui n'ont pas été mis en place sont des variables instrumentales fréquemment utilisées. C'est la méthode utilisée par exemple par Duranton et Turner (2012) qui évaluent l'effet des autoroutes aux États-Unis sur l'emploi entre 1983 et 2003. Ils utilisent ainsi les plans d'autoroutes prévus en 1947 (comme le fait Michaels, 2008), une carte du réseau à la fin du XIX^e siècle et les trajets des expéditions et explorations des États-Unis de 1518 à 1850. Cette méthode est également reprise par Mayer et Trevien (2015) dans leur même article sur l'évaluation de l'effet du RER sur l'emploi et l'implantation des entreprises : ils utilisent les plans passés de prolongement de lignes de RER décidés par le Schéma directeur d'aménagement et d'urbanisme de la région de Paris (SDAURP) dans les années 1960 qui avaient finalement été laissés de côté au profit d'une amélioration du réseau existant, du fait de restrictions budgétaires. Ils trouvent un effet plus fort du RER avec cette seconde méthode ; ceci est lié au fait qu'on compare dans la première méthode les communes traitées avec d'autres communes ayant déjà une gare, mais n'ayant pas connu d'amélioration du réseau, alors que, pour la seconde méthode, les communes traitées sont comparées avec des communes n'ayant aucune connexion avec un train de banlieue. Cet exemple illustre l'importance du choix de la zone de contrôle pour l'estimation des effets d'une politique. Toutefois, il faut rappeler que les méthodes d'évaluation présentées ci-dessus ne prennent pas en compte les effets d'équilibre général, comme les interdépendances des décisions des agents sur les différents marchés (du travail, du logement, etc.). Le raisonnement est « toute chose égale par ailleurs », comme si le fonctionnement du marché d'intérêt n'avait pas d'influence sur l'équilibre des autres marchés. Ainsi, confronter ces résultats à des modèles structuraux d'évaluation peut être enrichissant.

partie 2 : comment évaluer les politiques de transport ex-post ?

Graphique 1 : principe de la méthode des doubles différences



Note de lecture : la ligne en pointillés bleu clair représente l'évolution supposée du revenu du groupe traité (variable d'intérêt Y), s'il n'avait pas été touché par la politique. La différence entre l'évolution réelle du revenu du groupe traité et celle supposée s'il n'avait pas été traité représente l'effet pur de la politique sur le revenu du groupe traité (représenté par la flèche verte). Dans ce cas, avant la mise en place de la politique, l'évolution du revenu Y dans le groupe de contrôle et dans le groupe traité se fait au même rythme, ce qui semble suggérer la vérification de l'hypothèse des tendances communes.

Source : données FILOCOM et BIEN

Si un graphique représentant l'évolution du revenu d'intérêt dans les zones de contrôle et de traitement avant et après la politique permet d'avoir une première idée de la vérification ou non de l'hypothèse des tendances communes (comme dans le *graphique 1*), il convient pour être plus rigoureux d'appliquer un test placebo entre la zone traitée et de contrôle – si les données le permettent. Cela consiste à appliquer la même méthode des doubles différences sur des périodes antérieures au traitement. Si on mesure un effet significatif de cette mesure placebo, il existe probablement une différence significative entre le groupe de contrôle et le groupe traité avant même la mise en place du traitement qui biaiserait l'évaluation du traitement.

Pour mieux respecter l'hypothèse des tendances communes, on peut mettre en œuvre une méthode plus raffinée afin de sélectionner un groupe de contrôle ayant des caractéristiques plus proches de groupe de traitement : la méthode des doubles différences par appariement sur score de propension.

La méthode des doubles différences par appariement

La méthode d'appariement sur des caractéristiques observables permet de rendre semblables les zones traitées et de contrôle du point de vue de leurs caractéristiques socio-

économiques et de leurs dynamiques passées. Autrement dit, on apparie au sein des zones d'intérêt à des zones de contrôle des individus aux caractéristiques similaires. Cela permet de limiter ainsi l'arbitraire initial du choix de la zone de contrôle dans le cas de la méthode des doubles différences simples.

Cette méthode repose sur l'hypothèse que, conditionnellement à un ensemble de caractéristiques observables X , le fait que certaines zones soient traitées et d'autres non est aléatoire. Il n'est toutefois pas vraiment possible de tester cette hypothèse. La deuxième hypothèse est que la probabilité d'être traité conditionnellement à ces variables observables X est strictement comprise entre 0 et 1 : c'est-à-dire que les caractéristiques d'un individu ne permettent pas à elles seules de savoir de façon certaine s'il sera traité ou non traité. Il est ainsi possible de s'assurer que chaque zone traitée peut être appariée à une zone de contrôle qui lui soit comparable.

Si la méthode d'appariement traditionnelle consiste à appairer une zone traitée avec une zone de contrôle sur l'ensemble de ses caractéristiques observables X , une méthode plus largement utilisée est d'opérer l'appariement sur les scores de propension, c'est-à-dire sur la probabilité P d'être traitée conditionnellement à ces caractéristiques observables. En effet, Rosenbaum et Rubin (1983) montrent que si les variables d'intérêt sont indépendantes de la participation au programme, conditionnellement aux variables observables X , elles sont également indépendantes conditionnellement au score de propension. Cela permet de réduire la dimensionnalité du problème de conditionnement par un grand nombre de variables car les individus (ou dans notre cas les zones géographiques) traités et de contrôle n'ont plus besoin d'avoir toutes leurs variables observables identiques, mais simplement leur score.

La méthode des doubles différences par appariement sur score de propension est selon Smith et Todd (2005) la plus fiable en l'absence de données expérimentales et permet de limiter l'arbitraire de la forme linéaire de la méthode de doubles différences simples. Toutefois, il faut rester vigilant sur le choix des variables de conditionnement, les estimateurs y étant très sensibles (*cf. infra*). Ainsi, l'estimateur de doubles différences par appariement sur score de propension s'écrit de la manière suivante (Smith, Todd, 2005) :

$$\hat{\delta}_m = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1, S_p} \left\{ (Y_{1t_i} - Y_{0t_i}) - \sum_{j \in I_0, S_p} W(i, j) (Y_{0t_j} - Y_{0t_j}) \right\}$$

Y_{1t_i} correspond au résultat de l'individu traité après traitement et Y_{0t_i} son résultat avant traitement ; Y_{0t_j} et Y_{0t_j} correspondent respectivement aux résultats de l'individu non traité avant et après le traitement, S_p correspond à l'ensemble des individus pouvant être appariés, I_1 à l'échantillon d'individus traités, I_0 à l'échantillon d'individus non traités et

partie 2 : comment évaluer les politiques de transport *ex-post* ?

$n1$ au nombre de personnes dans le groupe $I1 \cap Sp$. L'appariement sur score de propension de la zone traitée se fait sur une moyenne pondérée par un poids $W(i,j)$ du résultat des zones « non participantes ». Ce poids dépend de la distance entre les scores de propension des zones traitées et non traitées, ainsi que de la méthode d'appariement employée. Les méthodes les plus simples font un appariement par « voisin le plus proche », en sélectionnant la zone de contrôle qui a le score de propension le plus proche de la zone traitée. D'autres méthodes empêchent l'appariement quand la distance entre le score de l'individu de contrôle et l'individu traité est supérieure à une certaine distance. La méthode d'appariement par noyau permet, quant à elle, de construire un appariement pour chaque individu traité avec une moyenne du résultat des individus non traités, pondérés en fonction de la distance au score de propension de l'individu traité, selon une fonction de noyau à choisir.

Pour mettre en place cette dernière méthode, on procède donc en deux temps : on estime tout d'abord le score de propension par un modèle de variable discrète (régression logistique par exemple), en fonction des caractéristiques observables des individus. Dans un second temps, on compare les évolutions entre t et t' des individus traités et non traités, appariés selon le score de propension. Afin de vérifier la validité de l'appariement, on peut effectuer des « tests de support commun » (la probabilité d'être traités, conditionnellement aux variables de contrôle, est-elle suffisamment proche pour les individus des deux groupes ?) ainsi qu'un « test d'équilibrage *post*-traitement » (les différences entre les deux groupes diminuent-elles lorsque seuls les individus appariés sont comparés entre eux ?), grâce aux logiciels statistiques (*graphique 5 page 22*).

partie 3

Cas pratique : l'évaluation du prolongement de la ligne 13 de métro à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers

Un exemple d'application des méthodes des doubles différences simples et par appariement est proposé à partir du cas du prolongement de la ligne 13 de métro à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers en 2008. L'ouverture des lignes de métro a engendré une augmentation d'environ 5 % du revenu par unité de consommation des ménages dans un périmètre de 0 à 1 kilomètre des stations entre 2002 et 2010. Par ailleurs, le métro a conduit à l'arrivée de propriétaires aux revenus en moyenne plus élevés que ceux des propriétaires existants, dans un périmètre proche des stations après leur ouverture. L'effet sur les prix de l'immobilier est, quant à lui, significatif à partir de 500 mètres des stations, et l'effet d'annonce du projet sur les prix n'apparaît pas significatif.



partie 3 : cas pratique : l'évaluation du prolongement de la ligne 13 de métro à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers

Les méthodes présentées plus haut sont ici appliquées à l'évaluation de l'effet du prolongement de la ligne 13 du métro parisien à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers, ayant donné lieu à l'ouverture de deux nouvelles stations de métro en octobre 2008 : « Les Agnettes » et « Les Courtilles », situées à la limite des deux communes (voir encadré 3). Pour cela, les données utilisées sont issues des bases de données BIEN (Base d'informations économiques notariales) et FILOCOM (Fichier des logements à la commune) disponibles au service de la donnée et des études statistiques (SDES) (voir encadré 4).

Encadré 3 : le contexte d'extension de la ligne 13

L'objectif de l'extension de la ligne 13 à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers était de désenclaver les quartiers denses des deux communes en offrant un accès direct à la gare Saint-Lazare en 20 minutes et une forte fréquence de passage de métros (un métro toutes les 90 secondes en heures de pointe). Avant cela, les ménages devaient utiliser un bus pour se rendre à la station « Gabriel Péri » située au sud d'Asnières. Ainsi, seuls 57 % des habitants d'Asnières et 33 % des habitants de Gennevilliers disposaient d'un mode ferré (Transilien, RER C, métro) à 800 mètres de leur lieu d'habitation avant le prolongement. Après la mise en service de la station en 2008, ce sont 81 % des Asniérois et 72 % des Gennevillois qui habitent près d'un mode ferré. Au total, elle assure la desserte de 36 000 habitants résidant dans un périmètre de 600 mètres autour des stations selon les estimations du Syndicat des transports d'Île-de-France.

Évaluer empiriquement une telle politique implique d'avoir accès à des données socio-économiques précises et exhaustives sur le territoire concerné par l'ouverture de la ligne, ainsi que la possibilité de géolocaliser ces données. L'objectif de cette étude est triple :

- il s'agit tout d'abord d'observer si l'ouverture des stations a eu des effets hétérogènes sur les prix de l'immobilier et la gentrification dans les deux communes, ces dernières étant très différentes du point de vue de leur peuplement et de leur parc de logements ;
- il s'agit également de voir si l'éloignement progressif des logements aux stations fait décroître linéairement les prix de l'immobilier, ou bien, au contraire, si la trop grande proximité aux stations peut engendrer une hausse moins forte des prix de l'immobilier du fait, entre autres, d'éventuelles nuisances produites par ces infrastructures (voir les travaux de Bowes et d'Ihlanfeldt, 2001 ; Debrezion, Pels et Rietveld, 2007) ;
- enfin, le but est d'estimer s'il existe un effet d'annonce du projet, autrement dit si les ménages et les investisseurs immobiliers ont anticipé l'ouverture de ligne dans leurs achats et leur choix de mobilité résidentielle.

PRÉSENTATION DES SECTIONS CADASTRALES TRAITÉES ET DE CONTRÔLE ET PREMIERS RÉSULTATS

Dans cette sous-partie, sont présentées les premières statistiques descriptives des zones traitées et de contrôle sélectionnées : ceci permet d'analyser la pertinence du choix des zones de contrôle ainsi que d'observer les évolutions du prix de l'immobilier et du revenu des ménages durant la période d'intérêt.

Les sections cadastrales traitées

L'ouverture des stations de métro « Les Agnettes » et « Les Courtilles » concerne les communes d'Asnières et de Gennevilliers, ainsi qu'une partie de la commune de Bois-Colombes. C'est la commune d'Asnières qui est la plus concernée par le prolongement : 21 de ses sections cadastrales étant concernées par ce prolongement dans un périmètre de 1 000 mètres, soit 54 % des sections cadastrales traitées (tableau 1).

Tableau 1 : sections cadastrales touchées par l'ouverture de ligne par commune

	Asnières	Gennevilliers	Bois-Colombes	Ensemble
Sections traitées de 0 à 500 mètres	10	4	0	14
Sections traitées de 500 à 1 000 mètres	11	10	4	25
Sections traitées de 0 à 1 000 mètres	21	14	4	39

Champ : sous-ensemble des sections cadastrales « traitées ».

Source : données FILOCOM

Si les communes de Gennevilliers et d'Asnières sont voisines, elles ont des compositions socio-démographiques différentes. Dans la base FILOCOM en 2010, la proportion de logements sociaux (hors hébergement collectif et logements foyer) répertoriés à Gennevilliers est de 43,7 % contre 15 % à Asnières. De plus, le revenu moyen brut par unité de

partie 3 : cas pratique : l'évaluation du prolongement de la ligne 13 de métro à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers

consommation est de 17 020 euros par an à Gennevilliers contre 28 490 euros par an à Asnières. Des différences socio-économiques communales sont observables, y compris dans un périmètre d'un kilomètre des stations de métro (tableau 2).

Tableau 2 : caractéristiques socio-économiques et du parc de l'immobilier des sections cadastrales traitées de 0 à 1 000 mètres en 2010

	Asnières	Gennevilliers	Ensemble
Part de locataires de logements sociaux (en %)	27,8	54,2	37,2
Part de propriétaires occupants (en %)	29,1	29,5	35,7
Revenu brut moyen par ucm (en euros)	22 618,32	17 820,85	21 122,27
Prix/m ² de l'immobilier (en euros)	3 012,53	2 449,03	2 867,28

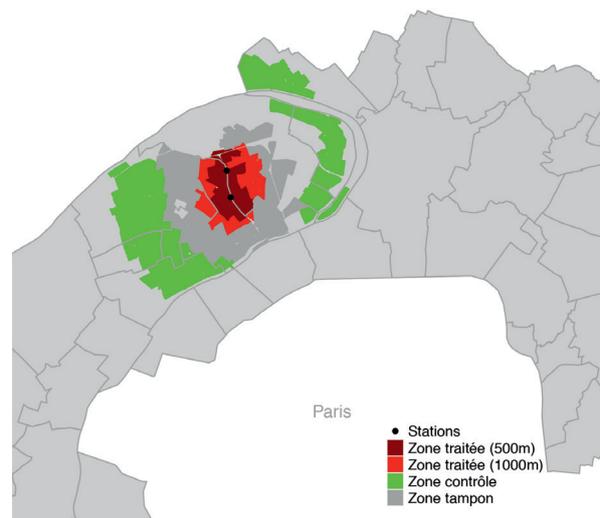
Champ : sous-ensemble des sections cadastrales retenues pour l'évaluation.
Sources : données FILOCOM et BIEN

Les sections cadastrales de contrôle

Sélectionner des sections cadastrales de contrôle pertinentes est une tâche complexe : il s'agit de trouver des zones non touchées par une ouverture de ligne de métro, similaires aux zones traitées en termes de caractéristiques des ménages, de prix de l'immobilier et de dynamiques socio-économiques avant la mise en place de la politique. Face à ces exigences, les zones de contrôle retenues sont les sections cadastrales de petite couronne situées dans un périmètre de 2 à 3,5 kilomètres des stations de métro à vol d'oiseau, exclusion faite des communes limitrophes de Paris. En effet, il est nécessaire de trouver un groupe de contrôle similaire à celui des sections traitées en termes de dynamiques économiques et de prix de l'immobilier, et connaissant un accès au réseau de transport pour se rendre à Paris relativement équivalent avant la construction de la ligne. Ainsi, ces zones sont proches des stations mais suffisamment éloignées pour que l'ouverture de ligne n'ait pas eu d'effet sur celles-ci. Garder une zone « tampon » d'un kilomètre entre les sections cadastrales traitées et de contrôle permet de s'assurer que le groupe de contrôle ne soit pas touché par d'éventuels effets de l'ouverture de la ligne : deux kilomètres correspondent à un temps de marche d'environ 30 minutes, ce qui est relativement long si le trajet est quotidien. Ensuite, plusieurs raisons ont motivé le choix d'exclure les communes limitrophes de Paris : au moment de l'ouverture des lignes, elles étaient situées dans une zone tarifaire RATP différente de celle d'Asnières et de Gennevilliers qui sont en zone 3. Le coût de transport étant plus élevé si l'on prend le RER en zone 3 qu'en zone 2, un arbitrage peut s'opérer pour les ménages entre coût plus élevé du transport et prix du logement (à la période d'ouverture de la ligne, pour un couple d'actifs travaillant à Paris et achetant le forfait Navigo mensuel ordinaire, le coût supplémentaire annuel de se situer en zone 3 par rapport à la zone 2 correspond

à 468 euros). Par ailleurs, ces communes connaissent des dynamiques socio-démographiques et des prix de l'immobilier différents dans la mesure où elles subissent plus directement la pression immobilière de Paris. Enfin, dans la zone prise en compte, il n'y a pas eu d'autres changements du réseau de transports susceptibles de biaiser les résultats. La carte ci-dessous représente les zones traitées (de 0 à 500 mètres et de 0 à 1 000 mètres) et de contrôle. Les zones dans la boucle de Gennevilliers qui ne sont ni prises en compte dans la zone tampon ni dans la zone de contrôle correspondent au port de Gennevilliers, à des Zones d'activités concertées (ZAC) ne comprenant pas de logements ainsi qu'à un parc (carte 1).

Carte 1 : les sections cadastrales traitées et de contrôle



Source : données de l'IGN

Premiers résultats des statistiques descriptives : un effet non linéaire de la distance aux stations

Le graphique 2 sur l'évolution du prix/m² de l'immobilier après le prolongement en 2008 suggère des dynamiques différentes dans un périmètre de 0 à 500 mètres et de 500 à 1 000 mètres des stations : les prix de l'immobilier dans les zones traitées évoluent peu de 0 à 500 mètres des stations avec une augmentation de 1,8 % des prix de l'immobilier, contre 11,7 % de 500 à 1 000 mètres des stations entre 2008 et 2010. Sur cette même période, les prix dans la zone de contrôle augmentent de 4,6 %. Sans pouvoir conclure à un effet direct des stations sur les prix de l'immobilier de 500 à 1 000 mètres des stations puisque d'autres facteurs peuvent avoir causé ces évolutions, on note malgré tout des dynamiques différenciées des prix dans les deux périmètres d'intérêt après l'ouverture de ligne.

Les revenus des propriétaires occupants et des nouveaux acheteurs constituent également une variable intéressante pour étudier les phénomènes de gentrification des zones dans la mesure où la décision d'achat implique un horizon temporel

partie 3 : cas pratique : l'évaluation du prolongement de la ligne 13 de métro à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers

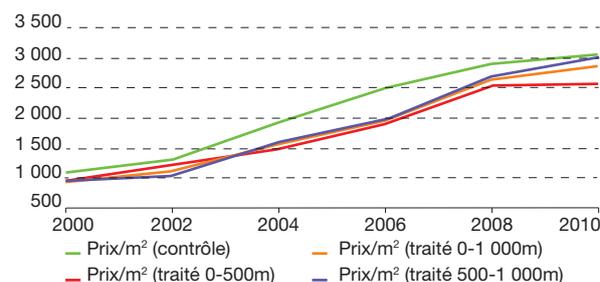
relativement long et implique un engagement. En comparant l'évolution des revenus de l'ensemble des propriétaires occupants et des nouveaux arrivants par rapport à la zone de contrôle, on observe des différences de dynamiques en fonction de la distance aux stations : si le revenu moyen par unité de consommation de l'ensemble des propriétaires occupants reste toujours supérieur au revenu moyen des nouveaux propriétaires pour la zone traitée de 500 à 1 000 mètres (*graphique 4*), ce n'est pas le cas pour la zone de 0 à 500 mètres (*graphique 3*). En effet, entre 2006 et 2008, on observe un dépassement net du revenu moyen de l'ensemble des propriétaires occupants par celui des nouveaux propriétaires, ce qui semble suggérer un phénomène de gentrification à proximité des stations. Le fait que le phénomène de gentrification ne semble pas associé à une augmentation des prix de l'immobilier dans la zone pourrait s'expliquer par le fait que la qualité des logements est meilleure un peu plus loin des stations, mais que les propriétaires arrivants anticipent l'augmentation des prix et l'amélioration future de la zone proche des stations. Ce phénomène peut également plus simplement témoigner d'un début de processus de désenclavement du quartier : les ménages sont plus enclins à s'y installer du fait de la plus grande proximité aux lieux de travail et de loisirs que fournit Paris. On peut également noter que, sur la période de 2004 à 2006, les revenus des propriétaires entrants tendent à se rapprocher de ceux de l'ensemble des propriétaires occupants dans la zone située entre 500 et 1 000 mètres, même si le revenu des premiers reste inférieur à celui des seconds. Ceci pourrait suggérer des premiers effets de gentrification à l'annonce du projet.

Si ces graphiques suggèrent des premiers résultats, il convient de noter que la zone de contrôle est différente de la zone de traitement (en termes de revenus des individus, de nombre de logements sociaux, etc.), et que l'on ne peut pas conclure à l'effet causal du métro sur ces phénomènes. Ces différences initiales sont prises en compte dans la partie suivante, d'abord avec la méthode de doubles différences simples, puis avec la méthode de doubles différences par appariement qui permettent de résoudre ce problème de différences initiales entre les zones.

QUANTIFIER L'EFFET CAUSAL DU MÉTRO AVEC LES MÉTHODES DE DOUBLES DIFFÉRENCES

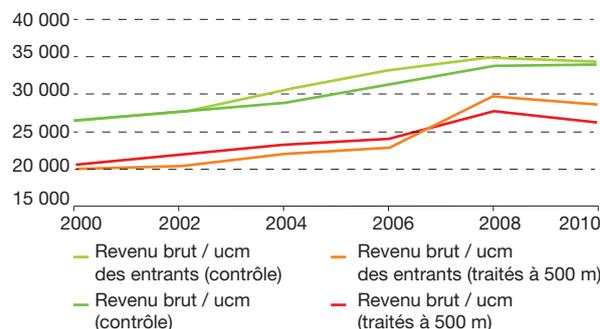
Les méthodes économétriques de doubles différences visent à quantifier l'effet causal du métro sur le prix de l'immobilier et le revenu des ménages. Comme expliqué dans la partie précédente, des problèmes d'endogénéité se posent régulièrement lors de l'évaluation de politiques de transports. Dans le cas de la ligne 13, ce prolongement a été justifié par l'enclavement des zones traitées avant le prolongement, ce qui peut poser un problème d'évaluation de l'effet causal du métro du fait du caractère en partie endogène du projet. Toutefois, le fait que ce dernier résulte d'un arbitrage entre plusieurs projets initiaux peut justifier l'existence de zones de contrôle valides. En ce sens, le problème d'endogénéité est

Graphique 2 : évolution des prix en euros en fonction de la distance aux stations



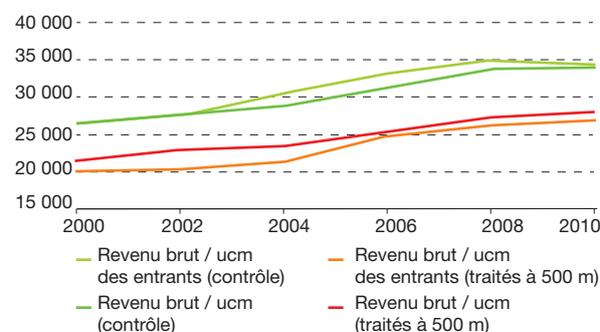
Champ : sous-ensemble des sections cadastrales retenues pour l'évaluation.
Source : données BIEN

Graphique 3 : évolution des revenus bruts en euros par unité de consommation des propriétaires de 0 à 500 mètres des stations



Champ : sous-ensemble des sections cadastrales retenues pour l'évaluation.
Source : données FILOCOM

Graphique 4 : évolution des revenus bruts en euros par unité de consommation des propriétaires de 500 à 1 000 mètres des stations



Champ : sous-ensemble des sections cadastrales retenues pour l'évaluation.
Source : données FILOCOM

partie 3 : cas pratique : l'évaluation du prolongement de la ligne 13 de métro à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers

en partie résolu, même si une part non aléatoire de ce projet demeure certainement.

La méthode des doubles différences simples et ses limites

Avant de mettre en place la méthode plus complexe de doubles différences par appariement, il apparaît pertinent de tester la méthode de doubles différences simples avec les zones de contrôle sélectionnées et d'éprouver la crédibilité de l'hypothèse de tendances communes. On cherche à estimer δ , l'effet causal du prolongement de la ligne de métro sur le prix de l'immobilier et le revenu des ménages en fonction de leur statut d'occupation. La variable dépendante est donc la croissance du prix de l'immobilier au mètre carré ou du revenu brut moyen par unité de consommation dans la section cadastrale i entre la date t et $t+n$, $\Delta \log(Y_{i,t+n}) = \log(Y_{i,t+n}) - \log(Y_{i,t})$. On régresse cette variable sur une variable indicatrice de traitement *Metro(0-1000m)* égale à 1 si la section cadastrale se situe dans un périmètre de 0 à 1 000 mètres d'une des deux stations et 0 sinon. Les traitements alternatifs sont *Metro(0-500m)* et *Metro(500-1000m)*, qui sont égaux à 1, si la section cadastrale i se trouve respectivement dans un périmètre de 0 à 500 mètres et de 500 à 1 000 mètres des stations et 0 sinon. De plus, des variables de contrôles $X_{i,t}$ relatives aux caractéristiques de la population et du parc de logement de la section cadastrale i avant le traitement sont ajoutées, afin de contrôler l'hétérogénéité entre les groupes traités et de contrôle.

Le modèle estimé s'écrit ainsi :

$$\log(Y_{i,t+n}) - \log(Y_{i,t}) = \delta \text{Metro}(0-1000m) + \beta X_{i,t} + u_{i,t}$$

Quelles variables de contrôle sélectionner ? La base FILOCOM fournit de nombreuses informations sur les caractéristiques et la qualité du parc de logement (classement cadastral, type de logement, nombre d'étages, correctif d'entretien, surface, etc.). Toutefois, les variables de classement cadastral ne sont pas toujours très représentatives de la qualité du parc et on observe peu de différences

significatives de classements cadastraux entre les sections. Concernant les autres variables des caractéristiques matérielles des logements comme le nombre de pièces, l'étage, la surface, le risque est d'ajouter un nombre de variables de contrôle trop important diminuant la précision des coefficients estimés du fait du faible nombre d'observations. Les variables retenues sont ainsi :

- **Le revenu net par unité de consommation.** Afin d'éviter un éventuel problème d'endogénéité quand la variable explicative est le revenu, on prend le logarithme du revenu en 1998, ce qui est suffisamment éloigné dans le temps pour ne pas avoir d'influence sur le revenu en 2008.
- **La proportion de locataires en logement social dans la zone en 2000**, qui peut influencer à la fois les choix résidentiels des ménages, la qualité du parc et les dynamiques immobilières.
- **Le type de logements en 2000** (maisons ou logements collectifs) : en effet, le prix au mètre carré d'une maison n'est pas le même que celui d'un appartement. Par ailleurs, une section cadastrale composée de maisons par rapport à des immeubles aura un aspect extérieur différent (présence d'un jardin, habitats moins denses, etc.), ce qui peut influencer les prix de l'immobilier de la zone.
- **L'âge moyen de l'occupant principal du logement**, spécifiquement pour l'étude de l'évolution des revenus. Ceci permet de contrôler par les éventuelles évolutions différenciées avant et après le traitement de notre variable d'intérêt : deux sections cadastrales avec des revenus identiques à une date t , mais l'une d'elles étant composée de personnes plus âgées, vont connaître des évolutions différenciées du revenu au cours du temps toutes choses égales par ailleurs, puisque l'évolution des revenus n'est pas linéaire en fonction du cycle de vie (acquisition d'expérience avec l'âge, promotions dues à l'ancienneté, etc.).

Comme le panel constitué s'étend de 1998 à 2010, il est possible de tester l'hypothèse des tendances communes pré-traitement, en faisant un test placebo de l'évolution de variables d'intérêt avant l'annonce du projet, de 2000 à 2002. Les principaux résultats sont présentés en *tableaux 3 et 4*.

partie 3 : cas pratique : l'évaluation du prolongement de la ligne 13 de métro à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers

Tableau 3 : effet placebo sur les revenus bruts par unité de consommation en fonction du statut d'occupation (2000-2002)

	Total	Propriétaires	Locataires	Propriétaires entrants	Locataires entrants	Locataires de logement social
Métro (0-1 000 m)	0,0329** <i>0,0138</i>	0,0437 <i>0,0345</i>	0,0747** <i>- 0,0239</i>	0,0561 <i>0,107</i>	0,152*** <i>0,0434</i>	- 0,0294 <i>0,0342</i>
Part de locataires de logements sociaux (en %)	- 0,00812 <i>- 0,0311</i>	0,0506 <i>0,107</i>	0,00956 <i>0,0692</i>	0,108 <i>0,356</i>	0,158** <i>0,0788</i>	- 0,229*** <i>0,0785</i>
Part de maisons (en %)	- 0,0775 <i>- 0,111</i>	-0,163 <i>0,209</i>	0,160* <i>0,0856</i>	- 0,233 <i>0,324</i>	0,233 <i>0,151</i>	0,325 <i>0,242</i>
Revenu net/ucm	- 0,00296 <i>- 0,0029</i>	0,00274 <i>0,00577</i>	- 0,0101** <i>0,00456</i>	0,0208 <i>0,0234</i>	- 0,0181*** <i>0,00584</i>	0,0112** <i>0,00518</i>
Âge occupant principal	0,0249 <i>- 0,032</i>	0,0815 <i>0,106</i>	0,0132 <i>0,0328</i>	0,234 <i>0,334</i>	0,171*** <i>0,0527</i>	- 0,132* <i>0,0679</i>
Constante	- 0,0124 <i>- 0,375</i>	- 0,857 <i>1,097</i>	0,426 <i>0,392</i>	- 3,226 <i>3,378</i>	- 0,7 <i>0,552</i>	0,845 <i>0,611</i>
Observations	107	99	103	93	103	76
R ²	0,143	0,023	0,126	0,055	0,184	©

Erreurs types en italique
*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Note de lecture : un coefficient est significatif à un seuil de 1 % quand il y a moins d'1 % de chance que le résultat observé soit obtenu au hasard. Quand il y a plus de 10 % de chance que le résultat observé soit obtenu au hasard, on dit en général que le coefficient est non-significatif. Le R² est le coefficient de détermination, compris entre 0 et 1, qui mesure la qualité de prédiction d'une régression.

Revenu net/ucm signifie le revenu net par unité de consommation : il fournit une mesure du niveau de revenu en tenant compte de la taille des ménages.

Champ : sous-ensemble des sections cadastrales retenues pour l'évaluation.

Sources : données FILOCOM et BIEN

Tableau 4 : effet placebo sur le prix/m² (2000-2002)

	0-1 000 m	0-500 m	500-1 000 m
Métro (0-1 000 m)	- 0,199* <i>0,107</i>	-	-
Métro (0-500 m)	-	- 0,0894 <i>0,122</i>	-
Métro (500-1 000 m)	-	-	- 0,253** <i>0,125</i>
Part de locataires de logements sociaux (en %)	- 0,0903 <i>0,246</i>	- 0,105 <i>0,271</i>	- 0,157 <i>0,263</i>
Part de maisons	- 0,0712 <i>0,299</i>	- 0,0871 <i>0,316</i>	- 0,0515 <i>0,316</i>
Revenu net/ucm	- 0,0783 <i>0,188</i>	- 0,201 <i>0,22</i>	- 0,0949 <i>1,192</i>
Constante	1,089 <i>1,851</i>	2,275 <i>2,153</i>	1,256 <i>1,886</i>
Observations	117	95	108
R ²	0,033	0,012	0,047

Erreurs types en italique
*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Note de lecture : voir le tableau 3.

Champ : sous-ensemble des sections cadastrales retenues pour l'évaluation.

Sources : données FILOCOM et BIEN

partie 3 : cas pratique : l'évaluation du prolongement de la ligne 13 de métro à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers

L'hypothèse est validée pour les revenus des propriétaires (ensemble des propriétaires et nouveaux entrants) ainsi que pour les locataires en logement social (*tableau 3*), comme l'indique la non-significativité des coefficients relatifs au métro : avant l'ouverture du métro, il n'y a pas de différence significative d'évolution du revenu des propriétaires d'une part et des locataires en logement social d'autre part dans les groupes traités et de contrôle. Mais, pour les prix, l'hypothèse n'est validée que de 0 à 500 mètres. En revanche, le coefficient est significativement négatif à 10 % pour le traitement global de 0 à 1 000 mètres et celui de 500 à 1 000 mètres. L'hypothèse de tendances communes n'est pas non plus vérifiée pour les locataires arrivants dans la zone et l'ensemble des locataires. Ceci peut illustrer à la fois le caractère endogène du projet et l'impact d'autres projets immobiliers ayant eu lieu dans les zones de contrôle qui ont pu avoir un effet sur les choix résidentiels des locataires. En tout état de cause, il ressort que le choix des sections cadastrales de contrôle n'est pas parfaitement satisfaisant, ce qui conduit à mettre en place la méthode de doubles différences par appariement.

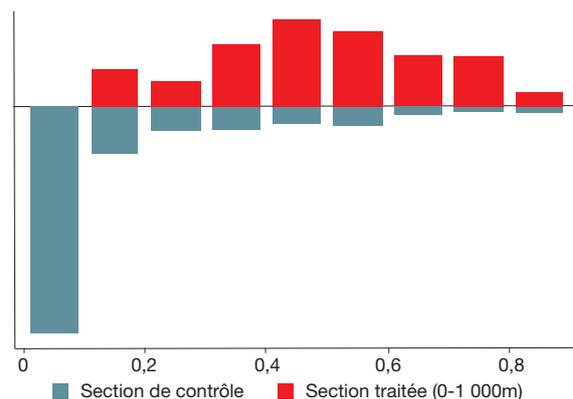
La méthode de doubles différences par appariement

La méthode de doubles différences par appariement consiste à rendre semblables des sections cadastrales du point de vue de certaines caractéristiques et des dynamiques passées des revenus et des prix. Elle est rendue nécessaire, puisque l'hypothèse des tendances communes entre la zone de traitement et la zone de contrôle n'est pas vérifiée pour toutes les variables d'intérêt et que les caractéristiques initiales de la zone de contrôle et de la zone de traitement sont relativement différentes. Grâce à cette méthode, l'hypothèse des tendances communes entre la zone traitée et la zone de contrôle post-appariement est plus crédible.

Pour que l'hypothèse d'indépendance conditionnelle sur les observables ait plus de chance d'être valide, il est plus opportun de rajouter de nombreuses variables conditionnelles, comme cela a été expliqué dans la deuxième partie. En revanche, étant donné que l'échantillon est relativement faible, il est préférable ici de choisir les variables les plus pertinentes avec un principe de parcimonie afin d'assurer un bon support commun des zones traitées et de contrôle. Ainsi, sont retenues les mêmes variables de contrôles que pour l'estimation par doubles différences simples (revenu par unité de consommation, part de locataires en logement social dans la section, part de maisons dans la section, âge de l'occupant principal). De plus, sont ajoutées une variable relative au prix au mètre carré en 2001 et à la part de propriétaires dans la section ainsi que les évolutions des revenus bruts par unité de consommation et des prix de l'ensemble de la zone d'intérêt, entre 2000 et 2002, c'est-à-dire avant même l'annonce du projet.

Le *graphique 5* représente la distribution du score de propension (probabilité estimée par un modèle *probit* d'être traité sachant les caractéristiques observées) pour les sections traitées de 0 à 1 000 mètres, calculé avec les variables de conditionnement présentées plus haut. La probabilité d'être traitée n'est jamais certaine à 100 % ; ni pour les sections traitées, ni pour les sections de contrôle : l'hypothèse de support commun est donc vérifiée. De plus, ce sont les sections traitées qui ont globalement la probabilité la plus forte d'être traitées, même si chaque section traitée peut s'apparier avec des sections non traitées sur la base de probabilités estimées de traitement proches. La distribution des scores de propension pour les deux sous-périmètres est également validée.

Graphique 5 : distribution du score de propension (traitement de 0 à 1 000 m)



Champ : sous-ensemble des sections cadastrales retenues pour l'évaluation.
Sources : données FILOCOM et BIEN

Un test d'équilibre post-traitement permet de vérifier si l'appariement a bien fonctionné pour chacune des variables. Il permet également de justifier la nécessité d'apparier les sections traitées et de contrôle dans la mesure où les différences initiales entre ces deux zones sont relativement grandes et se réduisent lorsque seules les sections appariées sont comparées entre elles. La différence entre les moyennes des caractéristiques observées dans les sections traitées et dans les sections non traitées après appariement doit être non significativement différente de zéro. De plus, ce test permet de calculer le biais (*tableau 5*) avant et après l'appariement. Ces tests montrent que l'appariement fonctionne bien pour les trois traitements, puisqu'aucune différence de moyennes entre les traités et les contrôles n'est significativement différente de zéro et le biais est réduit après appariement.

partie 3 : cas pratique : l'évaluation du prolongement de la ligne 13 de métro à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers

Tableau 5 : tests d'équilibrage post-appariement (0-1 000 m)

Variables de conditionnement	Moyenne des traités	Moyenne contrôles	% biais	P-value
Revenu brut/ucm en 2000	16 475 16 475	22 687 16 743	- 121,2 - 5,2	0 0,8
Evolution du revenu brut/ucm (2000-02)	9,683 9,683	7,8567 11,406	21,5 - 20,3	0,367 0,616
Prix/m ² en 2000	956,24 956,24	1 005,8 986,97	- 13,6 - 8,4	0,555 0,71
Évolution du prix/m ² (2000-2002)	18,387 18,387	56,662 17,444	- 39,8 1	1,101 0,939
Part de maisons en 2000 (en %)	0,1769 0,1769	0,18866 0,1769	- 18,1 - 11,3	0,417 0,655
Part de locataires de logements sociaux en 2000 (en %)	0,3028 0,3028	1,1522 0,324	57,7 - 8,1	0,003 0,781
Part de propriétaires en 2000 (en %)	0,3877 0,3877	0,4735 0,3833	- 47,4 2,4	0,02 0,928
Âge de l'occupant principal en 2000	49,044 49,044	49,888 49,271	- 26,9 - 7,2	0,209 0,725

Note de lecture : les chiffres en caractère gras correspondent à la moyenne de chaque variable de conditionnement (pour les zones traitées et les zones de contrôle), une fois l'appariement effectué. À l'inverse, les chiffres en caractère normal correspondent à la moyenne de chaque variable avant appariement. Champ : sous-ensemble des sections cadastrales retenues pour l'évaluation.

Sources : données FILOCOM et BIEN

RÉSULTATS PRINCIPAUX DES RÉGRESSIONS

Effet global à 1 000 mètres et différences communales

Si l'effet sur les prix à 1 000 mètres n'est pas significatif (tableau 6), on observe un effet positif des stations de métro sur les prix de l'ensemble de la zone, avec un coefficient plus fort à Asnières.

On observe un effet positif et significatif à 10 % du métro sur les revenus des propriétaires nouvellement acquéreurs dans la commune d'Asnières, ceux-ci augmentant d'environ 26,6 % entre 2002 et 2010. L'effet est de magnitude plus faible à Gennevilliers mais non significatif : à travers ce résultat, le changement de la composition socio-économique des ménages ne semble apparaître ici que dans la première commune.

Tableau 6 : effet du métro sur le prix/m² (0-1 000 m) en 2010

	Ensemble	Asnières	Gennevilliers
Effet estimé	0,0593 0,1181	0,1521 0,1437	- 0,0939 0,229
Nombre de traités	31	16	11
Nombre de contrôles appariés	85	85	85

Note de lecture : les coefficients sont estimés dans le cadre d'une spécification où la variable dépendante est en forme logarithmique. Soit β le coefficient estimé : la formule exacte de l'effet, en %, de la variable explicative qui lui est associée sur la variable dépendante est $100 \times [\exp(\beta) - 1]$.

Champ : sous-ensemble des sections cadastrales retenues pour l'évaluation. Sources : données FILOCOM et BIEN

partie 3 : cas pratique : l'évaluation du prolongement de la ligne 13 de métro à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers

Tableau 7 : effet du métro sur les revenus des propriétaires en 2010

	Revenu de l'ensemble			Revenu des entrants		
	Ensemble	Asnières	Gennevilliers	Ensemble	Asnières	Gennevilliers
Effet estimé	0,0556	0,0627	0,054	0,121	0,2362*	0,028
	0,04659	0,0533	0,0523	0,1403	0,1276	0,2699
Nombre de traités	32	17	11	32	17	11
Nombre de contrôles appariés	85	85	85	85	85	85

Champ : sous-ensemble des sections cadastrales retenues pour l'évaluation.
Sources : données FILOCOM et BIEN

Par ailleurs, l'effet du métro sur le revenu brut par unité de consommation est positif et significatif à un niveau de 10 % pour l'ensemble des ménages quel que soit leur statut d'occupation du logement, de l'ordre de 4,9 % entre 2002 et 2010 (tableau 8). Ceci peut s'interpréter comme un enrichissement global de la zone (i.e. les ménages existants voient leurs revenus croître), dû à une réduction des phénomènes de *spatial mismatch* ou à la redynamisation de la zone grâce à l'implantation des métros (création de nouveaux commerces, implantation de nouvelles entreprises, etc.). Cela peut également être le résultat d'un phénomène de gentrification à l'œuvre, comme évoqué plus haut.

En outre, le tableau 8 suggère que l'effet du métro sur les revenus de l'ensemble des ménages est plus important à Gennevilliers. Dans la mesure où l'effet du métro sur les revenus des propriétaires est plus élevé à Asnières et Gennevilliers, on peut émettre l'hypothèse que ce sont davantage les locataires gennevillois qui ont connu un effet positif lié à l'arrivée du métro sur leurs revenus. Le phénomène de désenclavement (et donc de réduction du *spatial mismatch*) est une explication possible à cette augmentation du revenu des locataires. De plus, ce prolongement a engendré un changement plus important pour les habitants de Gennevilliers que ceux d'Asnières puisque la part de ménages gennevillois disposant d'un mode ferré à 800 mètres de leur habitation passe de 33 % à 72 % (+ 39 points), alors qu'elle passe de 57 % à 81 % pour les ménages asniérois (+ 24 points).

Tableau 8 : effet du métro sur les revenus totaux en 2010

	Ensemble	Asnières	Gennevilliers
Effet estimé	0,0429*	0,0432*	0,0578*
	0,0231	0,0256	0,034
Nombre de traités	32	17	11
Nombre de contrôles appariés	85	85	85

Champ : sous-ensemble des sections cadastrales retenues pour l'évaluation.
Sources : données FILOCOM et BIEN

Un effet non linéaire de la distance aux stations

S'intéresser aux effets du métro en fonction de la distance aux stations permet de saisir des effets hétérogènes que l'étude de la zone entière de 0 à 1 000 mètres ne permet pas d'identifier.

Comme l'illustre le tableau 9, l'ouverture des stations de métro a un effet significativement positif sur les prix de l'immobilier dans un périmètre de 500 à 1 000 mètres des stations, conduisant à une augmentation d'environ 24,4 % des prix/m², alors que cet effet n'est pas significatif à proximité des stations. La magnitude des effets trouvés à partir de 500 mètres des stations est cohérente avec la littérature existante sur le sujet qui trouve des résultats entre 0 et 40 %. Cela confirme également ce que l'on peut trouver dans les articles de journaux à propos de cette zone, qui parlent d'une augmentation des prix d'environ 20 % autour de la station des Courtilles. Cet effet est encore plus fort à Asnières qu'à Gennevilliers, avec une augmentation de 37,7 % des prix liée à l'ouverture de la station, significatif à 10 % alors que l'effet est non significatif à Gennevilliers, allant dans le sens d'un phénomène de gentrification différencié en fonction des communes observées précédemment (tableau 7). En revanche, l'effet à proximité des stations n'est pas significatif ; il est à noter que ce coefficient est négatif et d'une magnitude assez élevée. En regardant plus en détail l'effet différencié entre les communes, on observe que la magnitude élevée du coefficient négatif est surtout liée à la commune de Gennevilliers, alors que l'effet sur les prix à Asnières semble relativement neutre. Cela pourrait s'expliquer par le fait que la municipalité de Gennevilliers a ouvert des logements sociaux pour accès à la propriété en 2008, qui ont pu avoir une contribution négative sur le prix moyen de l'immobilier dans la zone. De plus, simplement trois sections cadastrales sont concernées à Gennevilliers, et, comme signalé précédemment, les données sur les prix doivent être analysées avec précaution du fait de possibles erreurs de mesures et des valeurs manquantes, biaisant les estimateurs. Les résultats d'ensemble rejoignent ceux de la littérature existante étudiant les potentielles externalités négatives liées à la trop grande proximité à des stations de transport (Bowes, Ihlanfeldt, 2001).

partie 3 : cas pratique : l'évaluation du prolongement de la ligne 13 de métro à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers

Tableau 9 : effet du métro sur le prix/m² en fonction de la distance en 2010

	Ensemble		Asnières		Gennevilliers	
	0-500 m	500-1 000 m	0-500 m	500-1 000 m	0-500 m	500-1 000 m
Effet estimé	- 0,2819 0,2274	0,219*	- 0,063 0,1689	0,321* 0,1908	- 0,7196 0,5106	0,1654 0,1951
Nombre de traités	9	22	6	10	3	8
Nombre de contrôles appariés	85	85	85	85	85	85

Champ : sous-ensemble des sections cadastrales retenues pour l'évaluation.

Sources : données FILOCOM et BIEN

Pour le revenu des propriétaires (tableau 10), on constate à l'inverse un effet significativement positif à proximité des stations de métro suite au prolongement de ligne entre 2002 et 2010. L'ouverture des lignes conduit à une augmentation de 13,6 % des revenus bruts par unité de consommation des propriétaires des zones situées de 0 à 500 mètres des stations de métro, ce résultat étant significatif à un niveau de 1 %. Cette augmentation est due à la fois à un enrichissement des ménages résidant dans la zone et à un phénomène d'arrivée de propriétaires en moyenne plus riches que les propriétaires existants. En effet, on observe une augmentation de 32,6 % du revenu par unité de consommation des propriétaires entrants à proximité de la station. Toutefois, cet effet n'est plus significatif dans un périmètre de 500 à 1 000 mètres des stations, bien que toujours positif et de magnitude moindre. Ainsi, le phénomène de gentrification semble se diffuser progressivement aux zones environnantes.

Cela rejoint les observations faites sur les graphiques 2 et 3 : la gentrification s'observe avant tout à proximité des stations de métro alors que les prix n'augmentent pas, ce qui peut témoigner d'un début d'un processus de désenclavement, les ménages s'y installant du fait de la proximité accrue des lieux d'emplois et des loisirs. Une autre explication possible est que les ménages anticipent l'amélioration future du quartier à la suite de l'ouverture de la ligne.

Tableau 10 : effet du métro sur les revenus des propriétaires en 2010 en fonction de la distance à la station

	Revenu de l'ensemble		Revenu des entrants	
	0-500 m	500-1 000 m	0-500 m	500-1 000 m
Effet estimé	0,1280*** 0,0444	0,0633 0,0501	0,2824*** 0,0874	0,1229 0,1736
Nombre de traités	10	22	10	22
Nombre de contrôles appariés	85	85	85	85

Champ : sous-ensemble des sections cadastrales retenues pour l'évaluation.

Sources : données FILOCOM et BIEN

Un effet d'annonce peu significatif

L'annonce du projet de prolongement de ligne et le début des travaux en février 2005 n'a pas d'effet significatif sur les prix en 2006, avant l'ouverture de la ligne. Les coefficients estimés sont d'ailleurs négatifs, mis à part à Asnières de 500 à 1 000 mètres. Cela va dans le sens des études faites par l'Observatoire des marchés fonciers et immobiliers sur les futures gares du Grand Paris (2013) : ces derniers ne trouvent pas d'effet spéculatif sur la période 2006-2011. Un tel résultat peut signifier que les marchés immobiliers ne sont pas totalement efficaces dans la mesure où les effets liés à l'arrivée de ce bien public dans le quartier ne se reflètent dans les prix qu'après l'ouverture effective des stations (tableau 11).

Tableau 11 : effet d'annonce du métro sur le prix/m² en fonction de la distance en 2006

	Ensemble		Asnières		Gennevilliers	
	0-500 m	500-1 000 m	0-500 m	500-1 000 m	0-500 m	500-1 000 m
Effet estimé	- 0,1645 0,1715	- 0,0166 0,1433	- 0,1865 0,2042	0,1216 0,1995	- 0,0955 0,2785	- 0,2243 0,2546
Nombre de traités	8	20	6	10	2	7
Nombre de contrôles appariés	86	86	86	86	86	86

Champ : sous-ensemble des sections cadastrales retenues pour l'évaluation.

Sources : données FILOCOM et BIEN.

partie 3 : cas pratique : l'évaluation du prolongement de la ligne 13 de métro à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers

Encadré 4 : présentation des données

La base FILOCOM (Fichier des logements à la commune) est établie conjointement par la Direction générale des Finances publiques (DGFiP) et le service de la donnée et des études statistiques (SDES) à partir de données issues des fichiers fiscaux (Taxe d'habitation, Impôt sur le revenu des personnes physiques, Fichiers fonciers et Fichier des propriétaires). Celle-ci est un recensement exhaustif des logements de la France métropolitaine au 1^{er} janvier de l'année considérée et est disponible toutes les années impaires de 1999 à 2011. Elle fournit des informations sur les caractéristiques matérielles du parc de logements (niveau de confort, surface habitable, logement collectif, logement social, etc.), les caractéristiques des ménages des logements (nombre d'enfants, âge du déclarant principal, revenu, etc.), le statut d'occupation des logements (propriétaire, locataire, etc.) et leur durée d'occupation. Ces données sur la durée d'occupation des logements permettent d'isoler les nouveaux ménages s'installant dans la zone d'intérêt. L'information la plus fine sur la localisation des logements dans FILOCOM est au niveau de la section cadastrale. Dans le cas des départements d'Île-de-France de petite couronne (Hauts-de-Seine, Seine-Saint-Denis et Val-de-Marne), la base FILOCOM recense 1 595 sections cadastrales, avec un nombre moyen de logements par section de 585,7 logements, avec une variation de 5 à 3 282 et une médiane à 478 logements.

La Base d'informations économiques notariales (BIEN) est un recensement des transactions de logements anciens conclues en Île-de-France, effectué par la chambre des notaires d'Île-de-France et disponible au SDES tous les deux ans entre 2000 et 2010. Cette base contient des informations sur l'année de construction du logement, le prix du bien, son type (maison ou appartement) et sa surface. L'unité d'observation est également le logement, mais cette fois-ci ce sont simplement les transactions de l'année en cours qui sont répertoriées : on ne raisonne donc plus en termes de stock de logements, mais de flux. Elle contient également l'information sur la section cadastrale où a eu lieu la transaction, ce qui permet de la rapprocher de la base FILOCOM. Face à certaines valeurs manquantes pour les surfaces des transactions dans la base BIEN, les données imputées par le SDES sont utilisées (Musiedlak et Vignolles, 2016).

Afin d'étudier l'évolution des prix de l'immobilier et des revenus des habitants, les données sur les caractéristiques des ménages et des logements au niveau de la section cadastrale ont été agrégées pour obtenir un panel de sections cadastrales. Seules les résidences principales des habitants sont considérées dans l'analyse. Les informations de FILOCOM étant collectées au 1^{er} janvier de l'année considérée et les transactions recensées dans BIEN portant sur toute l'année t , les deux bases ont pu être fusionnées. Par la suite, pour FILOCOM, l'année t sera mentionnée quand le recensement des logements a eu lieu au 1^{er} janvier de l'année $t + 1$.

Enfin, les sections cadastrales ont pu être géolocalisées à partir des données de l'IGN qui fournissent les coordonnées des parcelles (unités plus fines que la section cadastrale). Les coordonnées obtenues pour les sections correspondent à la moyenne des coordonnées des parcelles au sein de la section. Ceci permet de calculer la distance à vol d'oiseau de la section aux stations de métro. À partir de ces données, ont été créés différents périmètres touchés par l'ouverture des stations, un de 0 à 1 000 mètres pour étudier l'effet global des stations, et deux autres de 0 à 500 mètres et de 500 à 1 000 mètres, pour étudier les possibles effets non linéaires de la distance à une station de métro sur le prix de l'immobilier et les revenus des ménages.

Annexes

— Bibliographie



BIBLIOGRAPHIE

Articles d'économie et d'économétrie

- Abadie, A. et Gardeazabal J. (2003), "The Economic Costs of Conflict : A Case Study of the Basque Country", *American Economic Review*, vol. 93, 1, pp. 112-132.
- Abadie, A., Diamond A. et Hainmueller J. (2007) : "Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies : Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program", *NBER Working Papers*, 12831.
- Alonso W. (1964), *Location and Land Use. Toward a General Theory of Land Rent*. Cambridge : Harvard University Press.
- Banerjee A., Duflo E. et Qian N. (2012), "On the road : Access to transportation infrastructure and economic growth in China". NBER Working Papers 17897, *National Bureau of Economic Research, Inc.*
- Bell, R. et McCaffrey D., (2002), "Bias Reduction in Standard Errors for Linear Regression with Multi-Stage Samples", *Survey Methodology*, Vol. 28(2), pp. 169-181.
- Bowes D. R. et Ihlanfeldt K. R. (2001), "Identifying the Impacts of Rail Transit Stations on Residential Property Values", *Journal of Urban Economics*, 50, pp.1-25.
- Debrezion G., Pels E. et Rietveld P. (2007), "The Impact of Railway Stations on Residential and Commercial Property Value: A Meta-analysis", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35(2), pp. 161-180.
- Duncan, Michael. (2008). "Comparing Rail Transit Capitalization Benefits for Single-Family and Condominium Units in San Diego, California", *Transportation Research Record : Journal of the Transportation Research Board 2067*. pp. 120-130.
- Duranton, G. et Turner, M. A. (2012), "Urban growth and transportation", *Review of Economic Studies*.
- François D. (2010). « Se rendre au travail : distances et temps de transport s'allongent. » In *La mobilité des Français. Panorama issu de l'enquête nationale transports et déplacements 2008*, volume 4, chapitre 48, pp. 83-98.
- Fujita M. et Ogawa H. (1982), "Multiple equilibria and structural transition of non-monocentric urban configurations," *Regional Science and Urban Economics*, (12), pp.161-196.
- Fujita M. (1989), *Urban economic theory. Land use and city size*. Cambridge University Press.
- Glaeser E., Kahn M. E. et Rappaport J. (2008) "Why do the poor live in cities? The role of public transportation", *Journal of Urban Economics*, pp.1-24.
- Gobillon L. et Magnac T. (2013), "Regional Policy Evaluation: Interactive Fixed Effects and Synthetic Controls", *Working paper*, Paris School of Economics.
- Gobillon L., Magnac et H. Selod (2012), "Do unemployed workers benefit from enterprise zones ? The French experience", *Journal of Public Economics*, 96(9-10) pp.881-892.
- Ihlanfeldt K. R. (2003), "Rail transit and neighborhood crime: the case of Atlanta, Georgia", *Southern Economic Journal*, Vol. 70, 2, pp. 273-294.
- Imbens G. W. et Kolesar M. (2012), "Robust Standard Errors in Small Samples : Some Practical Advice", *NBER Working Paper*, 18478.
- Kahn, M. E. (2007), "Gentrification Trends in New Transit-Oriented Communities : Evidence from 14 Cities That Expanded and Built Rail Transit Systems", *Real Estate Economics*, pp. 155-182.
- Mayer T. et Trevien C. (2015), "The impacts of Urban Public Transportation: Evidence from the Paris Region", Document de travail, Insee.
- Maurin E. (2004), *Le ghetto français : enquête sur le séparatisme social*, Édition Le Seuil, Coll. « La République des Idées ».
- McDonald J. F. et Osuji C. (1995), "The effect of anticipated transportation improvement on residential land values", *Regional Science and Urban Economics*, 25, pp. 261-278.
- McKenzie B. et Rapino M. (2011), "Commuting in the United States : 2009". *Community survey reports*, United States Census Bureau.
- McMillen D. P. et McDonald J. (2004). "Reaction of House Prices to a New Rapid Transit Line : Chicago's Midway Line, 1983-1999", *Real Estate Economics* 32(3), pp.463-486.
- Michaels G. (2008). "The effect of trade on the demand for skill: Evidence from the interstate highway system" *The Review of Economics and Statistics*, 90(4), pp. 683 - 701.
- Mills E. S. (1967), "An Aggregate Model of Resource Allocation in a Metropolitan Area", *American Economic Review*, 57, pp. 197-211.
- Mills E. S. (1972), *Studies in the Structure of the Urban Economy*, John Hopkins University Press, Baltimore, MD.
- Musiedlak Y., Vignolles B. (2016), « Les mouvements des prix immobiliers dans l'ancien au cours des années 2000 : des marchés locaux différenciés », Document de travail n° 24, SoeS, 40 p.
- Muth R. F. (1969), *Cities and Housing : the social pattern of urban residential land use*. Chicago, IL: University of Chicago Press. 355 p.
- Rosenbaum, P. et Rubin, D. (1983), "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects", *Biometrika* 70, pp. 41-55.

- Rubin D. B, (1974) "Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies", *Journal of Educational Psychology*, Vol 66(5), pp. 688-701.
- Smith A. J. et Todd E. P. (2005), "Does matching overcome LaLonde's critique of non experimental estimators ?", *Journal of econometrics* 125, pp. 305-353.
- Van Thunen (1826), *Der Isolierte Staat in Beziehung auf Landwirtschaft und Nationalökonomie* (Huriot, 1994).
- Wheaton W. (2004), "Commuting, congestion, and employment dispersal in cities with mixed land use", *Journal of Urban Economics* (55), pp. 417-438.
- Zheng S. et Kahn M. E., (2011), "Does Government Investment in Local Public Goods Spur Gentrification ? Evidence from Beijing", *NBER Working paper*.

Autres références

- Lettre de l'observatoire des marchés fonciers et immobiliers aux abords des gares du Grand Paris, n° 1, juillet 2013.
- Caenen Y., Courel J., Paulo, C., Schmitt D. (2011), « Les franciliens utilisent autant les transports en commun que la voiture pour se rendre au travail », *Population*, Insee, n° 353.
- Nguyen-Luong D. et Boucq E. (2011), « Évaluation de l'impact du T3 sur les prix de l'immobilier résidentiel », IAU îdF.

Conditions générales d'utilisation

Toute reproduction ou représentation intégrale ou partielle, par quelque procédé que ce soit, des pages publiées dans le présent ouvrage, faite sans l'autorisation de l'éditeur ou du Centre français d'exploitation du droit de copie (3, rue Hautefeuille — 75006 Paris), est illicite et constitue une contrefaçon. Seules sont autorisées, d'une part, les reproductions strictement réservées à l'usage privé du copiste et non destinées à une utilisation collective, et, d'autre part, les analyses et courtes citations justifiées par le caractère scientifique ou d'information de l'œuvre dans laquelle elles sont incorporées (loi du 1^{er} juillet 1992 — art. L.122-4 et L.122-5 et Code pénal art. 425).

Dépôt légal : janvier 2019
Version modifiée en mars 2019
ISSN : 2555-493X (en ligne)

Directrice de la publication : Laurence Monnoyer-Smith
Rédactrice en chef : Anne Bottin
Coordination éditoriale : Claude Baudu-Baret, Amélie Glorieux-Freminet
Maquettage et réalisation : Chromatiques, Paris



Ce Théma offre un panorama des méthodes d'évaluation *ex-post* des politiques de transport, ainsi que des problématiques que soulève chacune d'entre elles. Afin d'illustrer comment ces dernières peuvent être appliquées, une étude de l'effet du prolongement de la ligne de métro 13 à Asnières-sur-Seine et Gennevilliers sur le prix de l'immobilier et le revenu des ménages est présentée. Cette étude révèle que l'ouverture des lignes de métro a engendré une augmentation d'environ 5 % du revenu par unité de consommation des ménages dans un périmètre de 0 à 1 kilomètre des stations, entre 2002 et 2010. Par ailleurs, le métro a conduit à l'arrivée de propriétaires aux revenus en moyenne plus élevés que ceux des propriétaires existants, dans un périmètre proche des stations après leur ouverture : ceci semble suggérer un phénomène de gentrification à l'œuvre, au-delà d'un effet pur d'augmentation des revenus des ménages des zones concernées lié au désenclavement. L'effet sur les prix de l'immobilier est quant à lui significatif à partir de 500 mètres des stations, et l'effet d'annonce du projet sur les prix n'apparaît pas significatif.

Analyse
économétrique
de l'effet des
infrastructures
de transport sur
les prix immobiliers
et les revenus
des ménages



Commissariat général au développement durable

Service de la donnée et des études statistiques
Sous-direction des statistiques du logement et de la construction
Tour Séquoia
92055 La Défense cedex
Courriel : diffusion.sdes.cgdd@developpement-durable.gouv.fr

www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr


STATISTIQUE
PUBLIQUE

