

École d'Économie de Paris
École des Hautes Etudes en Sciences Sociales
Master Analyse et Politique Économiques

Les étrangers font-ils monter les prix de l'immobilier ?
Estimation à partir de la base de la chambre des
Notaires de Paris, 1993-2008.

Aurélie Sotura

Mémoire sous la direction de Thomas Piketty

Paris, Septembre 2011

Résumé

Les prix de l'immobilier ont augmenté de façon spectaculaire à Paris durant les vingt dernières années : hausse de 150% en euros courants et de 100% en euros constants. Les étrangers sont souvent accusés par les médias d'être responsables des prix exorbitants qui ont cours dans la capitale. En utilisant une base de données exhaustive sur le parc de logements à Paris¹ et une autre base de donnée, quasiment exhaustive, sur les transactions d'appartements à Paris², nous démontrons que l'impact positif des étrangers sur les prix a été négligeable comparé à la hausse qui a eu lieu.

Selon nos estimations, la proportion d'acheteurs étrangers a bien un impact positif et significatif sur les prix : une augmentation d'un point de % de la proportion d'étrangers parmi l'ensemble des acheteurs entraîne une augmentation des prix de 0,370%. Entre 1993 et 2008, la part des étrangers dans les achats a cru : elle est passée de 6% à 8% pour les acheteurs résidant à l'étranger et de 3% à 9% pour les acheteurs de nationalité étrangère. Les étrangers sont donc responsables au plus d'une augmentation des prix de 3%, soit 3% de l'augmentation qui a effectivement eu lieu. Bien qu'ils achètent des biens jusqu'à 30% plus chers, les étrangers ne sont pas assez nombreux pour avoir entraîné une hausse substantielle des prix, surtout que l'élasticité-prix au logement est très élevée à Paris au vu de nos estimations.

Toujours selon nos estimations, ce sont les acheteurs de nationalité française ou étrangère qui habitent à l'étranger plutôt que les acheteurs de nationalité étrangère habitant en France qui ont eu un impact significatif sur les prix. Les provinciaux et habitants de la petite et grande couronne, qui sont eux aussi des étrangers de la zone de Paris, n'ont eu, eux, aucun impact sur les prix. Et parmi les acheteurs de nationalité étrangère, ce sont les acheteurs originaires d'Europe -hors France- et d'Amérique qui ont eu un impact significatif sur les prix.

Et si les étrangers faisaient surtout monter les prix de l'immobilier haut de gamme? Plus on considère des gammes de prix élevés, plus l'augmentation de la proportion d'acheteurs étrangers a été importante et plus l'augmentation de prix a été, elle, mesurée. C'est pourquoi malgré une forte augmentation de la proportion d'acheteurs étrangers sur le segment de l'immobilier haut de gamme, l'impact sur les prix de ce segment de marché n'a pas dépassé 3% : selon nos estimations, une augmentation d'un point de % de la proportion d'acheteurs étrangers dans le secteur de l'immobilier haut de gamme entraîne une augmentation des prix d'au plus 0,232%.

Mots-clés : Marché de l'immobilier, Immigration, Prix des logements, Prix hédoniques, Paris

JEL : F22, R21, R31

1. Il s'agit de la base FILOCOM / Fichier des LOgements par COMMunes

2. Il s'agit de la base BIEN/ Notaires de Paris – Ile-de-France

Table des matières

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1 | Introduction | 7 |
| 1.1 | Brève revue de littérature | 8 |
| 2 | Stock et flux d'appartements à Paris | 10 |
| 2.1 | Stock d'appartements | 11 |
| 2.2 | Flux d'appartements. | 22 |
| 2.3 | Flux d'appartements vendus par décile de prix. | 28 |
| 3 | Stratégie d'estimation | 30 |
| 3.1 | Quelques considérations théoriques | 30 |
| 3.2 | Méthodologie | 31 |
| 3.2.1 | Prix hédoniques | 32 |
| 3.2.2 | Régressions | 33 |
| 4 | Résultats des estimations | 35 |
| 4.1 | Impact sur les prix des acheteurs résidant à l'étranger ou de nationalité étrangère | 35 |
| 4.1.1 | Impact des acheteurs sur les prix selon leur département de résidence | 43 |
| 4.1.2 | Impact des acheteurs sur les prix selon leur continent d'origine | 45 |
| 4.1.3 | Impact sur les prix de l'immobilier haut de gamme des acheteurs étrangers | 50 |
| 5 | Critiques et pistes d'améliorations | 57 |
| 5.1 | Robustesse des résultats | 57 |
| 5.2 | Impact global des étrangers sur les prix de l'immobilier | 57 |
| 6 | Conclusion | 61 |
| A | Prix moyen des appartements vendus par catégorie de prix | 64 |
| B | Définition des groupes de pays | 65 |
| C | Exemple de régression hédonique | 67 |
| D | Robustesse des résultats | 69 |
| D.1 | Régressions avec pour variable explicative le pourcentage d'acheteurs étrangers net du pourcentage de vendeurs étrangers | 69 |
| D.2 | Régressions où l'on n'a pas exclu les sociétés civiles immobilières et les acheteurs de type inconnu | 75 |

Table des figures

| | | |
|----|---|----|
| 1 | Part des propriétaires résidant à l'étranger | 16 |
| 2 | Surface moyenne du parc de logement | 16 |
| 3 | Département de résidence des propriétaires | 17 |
| 4 | Continent de résidence des propriétaires étrangers | 17 |
| 5 | Nombre de transactions dans notre base | 19 |
| 6 | Prix moyen des appartements vendus | 20 |
| 7 | Surface moyenne des appartements vendus | 21 |
| 8 | Part des acheteurs étrangers | 22 |
| 9 | Département de résidence des acheteurs | 23 |
| 10 | Continent de résidence des acheteurs | 24 |
| 11 | Variation du prix moyen des transactions et du pourcentage d'acheteurs étrangers par décile de prix | 25 |
| 12 | Variation du prix moyen et de la surface moyenne des transactions par décile de prix | 26 |
| 13 | Variation du prix moyen des transactions et du pourcentage d'acheteurs étrangers par décile de prix hédoniques | 27 |
| 14 | Prix relatif payé par les acheteurs résidant à l'étranger | 36 |
| 15 | Part des achats due aux acheteurs de nationalité étrangère ou résidant à l'étranger . | 37 |
| 16 | Prix relatif payé par les acheteurs de nationalité étrangère | 39 |
| 17 | Prix relatif payé par les acheteurs étrangers résidant à l'étranger | 41 |
| 18 | Prix relatif payé par les acheteurs français résidant à l'étranger | 42 |
| 19 | Prix relatif payé par les acheteurs étrangers résidant en France | 43 |
| 20 | Part des achats selon le lieu de résidence et la nationalité des acheteurs | 44 |
| 21 | Part des achats selon le département de résidence des acheteurs | 48 |
| 22 | Prix relatif payé par les acheteurs en provenance d'Amérique | 49 |
| 23 | Prix relatif payé par les acheteurs en provenance d'Asie | 50 |
| 24 | Prix relatif payé par les acheteurs en provenance d'Afrique | 51 |
| 25 | Prix relatif payé par les acheteurs en provenance du Moyen-Orient | 52 |
| 26 | Prix relatif payé par les acheteurs en provenance d'Europe | 53 |
| 27 | Part des achats selon le continent d'origine des acheteurs | 54 |

Liste des tableaux

| | | |
|----|--|----|
| 1 | Parc de logements parisien | 11 |
| 2 | Statut d'occupation des logements | 12 |
| 3 | Mode d'occupation des logements | 12 |
| 4 | Type de propriétaires des logements | 13 |
| 5 | Mode d'occupation des logements selon le lieu de résidence des propriétaires | 13 |
| 6 | Part des propriétaires étrangers selon le mode d'occupation | 14 |
| 7 | Type de propriétaire selon le lieu de résidence | 14 |
| 8 | Part des propriétaires étrangers selon leur type | 15 |
| 9 | Nombre d'appartements et de maisons vendus à Paris | 15 |
| 10 | Répartition du type d'acheteurs | 18 |
| 11 | Effet sur les prix de la part des acheteurs résidant à l'étranger | 38 |
| 12 | Effet sur les prix de la part des acheteurs de nationalité étrangère | 40 |
| 13 | Effet sur les prix de la part des acheteurs selon leur lieu de résidence et leur nationalité | 45 |
| 14 | Effet sur les prix de la part des acheteurs selon leur département de résidence | 46 |
| 15 | Effet sur les prix de la part des acheteurs selon leur continent d'origine | 47 |
| 16 | Effet sur les prix de la part des acheteurs étrangers lorsqu'on se restreint aux 30% de transactions les plus chères | 55 |
| 17 | Impact des étrangers sur les prix | 58 |
| 18 | Impact des étrangers sur les prix de l'immobilier haut de gamme | 59 |
| 19 | Prix moyen par décile de prix | 64 |
| 20 | Exemple de régression hédonique | 68 |
| 21 | Effet sur les prix de la part des acheteurs <i>nette des vendeurs</i> résidant à l'étranger | 69 |
| 22 | Effet sur les prix de la part des acheteurs <i>nette des vendeurs</i> de nationalité étrangère | 70 |
| 23 | Effet sur les prix de la part des acheteurs <i>nette des vendeurs</i> selon leur lieu de résidence et leur nationalité | 71 |
| 24 | Effet sur les prix de la part des acheteurs <i>nette des vendeurs</i> de nationalité étrangère ou résidant à l'étranger lorsqu'on se restreint à l'immobilier haut de gamme | 72 |
| 25 | Effet sur les prix de la part des acheteurs <i>nette des vendeurs</i> selon leur continent d'origine | 73 |
| 26 | Effet sur les prix de la part des acheteurs <i>nette des vendeurs</i> selon leur département de résidence | 74 |
| 27 | Effet sur les prix de la part des acheteurs résidant à l'étranger | 75 |
| 28 | Effet sur les prix de la part des acheteurs de nationalité étrangère | 76 |
| 29 | Effet sur les prix de la part des acheteurs selon leur lieu de résidence et leur nationalité | 77 |
| 30 | Effet sur les prix de la part des acheteurs de nationalité étrangère ou résidant à l'étranger lorsqu'on se restreint à l'immobilier haut de gamme | 78 |
| 31 | Effet sur les prix de la part des acheteurs selon leur continent d'origine | 79 |
| 32 | Effet sur les prix de la part des acheteurs selon leur département de résidence | 80 |

Remerciements

Avant tout, je tiens à remercier chaleureusement mon directeur de mémoire, Thomas Piketty, pour sa patience, sa disponibilité, sa rigueur et ses conseils avisés.

Je souhaite également remercier Gabrielle Fack pour l'intérêt qu'elle a porté à mon mémoire au fil de sa rédaction. Ses encouragements, ses conseils et son expertise m'ont été précieux.

J'aimerais aussi remercier Julien Grenet pour m'avoir fait partager sa connaissance de la base BIEN.

Ce mémoire n'aurait pu voir le jour sans l'aide précieuse de ceux qui ont bien accepté de me fournir les données nécessaires à mon étude : Alain Jacquot, Jean-Michel Arnoux, Karl Even, Rémi Josnin et The Ngoc Yen Tran Duy du service de l'observation et des statistiques du ministère du logement, qui m'ont permis d'avoir accès à la base FILOCOM et Alain Jacquot, de la chambre des Notaires de Paris, qui m'a permis d'utiliser la base BIEN. Outre l'accès à la base FILOCOM et la base BIEN, ils m'ont fourni de nombreux conseils. Je les en remercie.

Je remercie également Jacques Friggit pour les échanges très enrichissants que nous avons eu.

Je souhaite enfin remercier infiniment mes parents pour le soutien indéfectible qu'ils m'ont apporté jusqu'ici.

À Julien,

1 Introduction

Les prix de l'immobilier en France ont subi une hausse spectaculaire durant les 20 dernières années, en particulier à Paris. De nombreux facteurs sont invoqués par les médias et les économistes pour expliquer un tel phénomène : forte baisse des taux d'intérêt, spéculation, augmentation du nombre de pied-à-terre. Tous les mois ou presque, un journal accuse les étrangers ou les provinciaux d'être responsable de la forte hausse des prix à Paris.

Grâce à une étude empirique approfondie, se basant sur des bases de données quasiment exhaustives sur le parc de logements parisien et son flux de transactions, nous sommes en mesure de réfuter cette accusation.

Avant de commencer cette étude, connaître l'impact de l'immigration sur les prix de l'immobilier nous a semblé intéressant pour deux raisons :

D'une part, cela nous permet de mieux appréhender les effets de l'immigration sur le niveau de vie des natifs. Toute augmentation des prix de l'immobilier a un impact important sur le niveau de vie des ménages car ces derniers dépensent une part importante de leurs revenus pour se loger. En cela, ce mémoire rejoint la littérature qui traite de l'impact économique de l'immigration.

D'autre part, depuis la crise financière récente, l'intérêt de comprendre le fonctionnement des marchés immobiliers n'est plus à démontrer. Pourquoi les prix de l'immobilier explosent en France, aux États-Unis et en Angleterre et stagnent au Japon et en Allemagne [1] ?

Dans ce mémoire, nous allons montrer que les étrangers et les provinciaux ne peuvent être tenus pour responsable de la hausse spectaculaire des prix de l'immobilier à Paris.

Pour des raisons pratiques, nous n'étudions que l'impact des étrangers sur les prix des appartements anciens à Paris entre 1993 et 2008. Nous n'étudions pas l'impact de l'immigration sur le niveau des loyers à Paris. De plus, nous utilisons au fil de ce mémoire plusieurs définitions du mot "étranger" : les étrangers peuvent être les personnes qui résident à l'étranger, voire en province ou les personnes de nationalité étrangère.

Dans la fin de cette section, nous présentons brièvement la littérature relative à ce mémoire. Dans la deuxième section, nous présentons les caractéristiques essentielles du parc de logement et du flux

de logements vendus chaque année à Paris et nous présentons les bases de données utilisées. Dans la troisième section, nous présentons quelques résultats théoriques puis nous détaillons la méthodologie adoptée pour nos régressions. Dans la quatrième section, nous présentons et analysons nos résultats. Dans la cinquième section, nous testons la robustesse de nos résultats et nous estimons l'impact global des étrangers sur les prix de l'immobilier. La dernière section conclut ce mémoire.

1.1 Brève revue de littérature

La littérature relative à notre sujet d'étude « Les étrangers font-ils monter les prix de l'immobilier ? » est récente.

Une longue tradition empirique s'est d'abord intéressée à l'impact économique de l'immigration, en se concentrant sur les effets sur le marché du travail. Plusieurs papiers [3] [5] soutiennent que l'immigration n'a eu qu'un faible impact sur les salaires aux Etats-Unis, même lorsque la réponse migratoire des natifs est prise en compte [4].

Cependant, depuis une dizaine d'années, certains économistes souhaitent adopter un point de vue d'équilibre général [10] et s'intéressent aussi à l'impact de l'immigration sur les prix des logements. À priori, quel devrait être l'impact de l'immigration sur les marchés de l'immobilier ? Prenons l'exemple des États-Unis où les immigrés se concentrent dans quelques états et vivent principalement en zone urbaine. Si les afflux d'immigrants ne sont pas totalement compensés par un flux migratoire des natifs vers les autres états, les immigrés devraient augmenter la demande et le prix des logements. Sur le long terme, l'augmentation de la demande devrait conduire à une construction de logement accrue. Cependant, l'offre de logements est quasiment inélastique dans les villes du fait de la rareté des terrains et des régulations imposées par les autorités. Les flots d'immigration peuvent donc conduire à une augmentation des prix et à une baisse de la « quantité » de logement consommée par personne.

Dans les faits, les travaux empiriques sont partagés. Des preuves empiriques suggèrent qu'aux États-Unis, les loyers des natifs ont augmenté de façon significative dans les zones où les flux d'immigrations ont été les plus importants ([12], [13], [11] et [9]). Par ailleurs, en Espagne, les flux d'immigration massifs seraient responsables de près d'un tiers de l'augmentation des prix de l'immobilier et du nombre de constructions nouvelles entre 1998 et 2008 [7]. Néanmoins, d'autres études aux États-Unis, qui se focalisent sur les groupes d'individus les moins riches et les moins éduqués,

n'ont pas trouvé un impact significatif de l'immigration sur les loyers [8], suggérant que l'immigration est peut-être compensée par des flux migratoires des natifs vers d'autres états.

Dans ce mémoire, contrairement aux articles précédemment cités, nous ne nous restreignons pas aux immigrants, c'est-à-dire aux personnes de nationalité étrangère qui décident de s'installer dans un autre pays, mais également aux personnes qui achètent simplement un pied-à-terre sans changer de lieu de résidence principale.

2 Stock et flux d'appartements à Paris

Pour mener à bien notre étude, nous utilisons deux bases de données d'une grande richesse. La première, la base FILOCOM (Fichier des LOGements par COMmunes), est une base de données exhaustive sur le parc de logement en France. Elle est constituée du rapprochement du fichier de la taxe d'habitation (TH), du fichier foncier, du fichier des propriétaires et du fichier de l'impôt sur les revenus des personnes physiques (IRPP ou IR). Tous les locaux à usage d'habitation, assujettis à la taxe d'habitation (occupés et imposés ou occupés et exonérés) ou non assujettis (vacants ou meublés soumis à la taxe professionnelle) sont présents dans cette base. La base est une photographie du parc de logement en 1999, 2001, 2003, 2005, 2007, 2009 et 2010. Pour notre étude, les variables utilisées sont la surface habitable des logements, leur mode et statut d'occupation, le type de leur propriétaire et le département de résidence de ce dernier.

Nous utilisons par ailleurs la base BIEN/ Notaires de Paris – Ile-de-France. En France, toute vente de biens immobiliers doit être enregistrée par un notaire. La Chambre des Notaires de Paris et d'Ile France a rassemblé les données associées à ces ventes depuis le début des années 1990 et a constitué la base d'informations économiques notariales. Cette base comprend la quasi-totalité des transactions immobilières ayant eu lieu en région parisienne depuis une quinzaine d'années - le taux de couverture est compris entre 80 et 90% depuis 1997. Nous ne nous intéressons qu'à certaines variables de cette base : caractéristiques détaillées du bien vendu (étage, surface, nombre de chambres, de salles de bain, présence d'un parking, d'un ascenseur, date de construction, localisation précise et montant de la transaction). Nous connaissons également la nationalité et le pays de résidence de l'acheteur et du vendeur. L'INSEE -l'Institut national de la statistique et des études économiques - utilise cette base pour produire les indices des prix de l'immobilier Insee - Notaires de la région parisienne. L'INSEE a d'ailleurs publié un document de travail [2] qui fournit de nombreuses précisions sur la façon de construire ces indices et dont nous nous sommes largement inspirés pour calculer les prix hédoniques de chaque transaction (voir la section 3.2.1).

Ces deux bases vont nous permettre de décrire succinctement le stock et le flux d'appartements à Paris.

2.1 Stock d'appartements

TABLE 1 – Parc de logements parisien. 1999-2010.

| Année | Appartements | Maisons | (% du parc) |
|-------|--------------|---------|-------------|
| 1999 | 1 379 428 | 5 817 | (0,4%) |
| 2001 | 1 377 119 | 5 873 | (0,4%) |
| 2003 | 1 378 854 | 5 979 | (0,4%) |
| 2005 | 1 379 189 | 6 007 | (0,4%) |
| 2007 | 1 378 871 | 6 043 | (0,4%) |
| 2009 | 1 380 520 | 6 211 | (0,4%) |
| 2010 | 1 380 879 | 6 251 | (0,5%) |

SOURCE : Base FILOCOM - Calcul de l'auteur.

TABLE 2 – Statut d’occupation des logements. 1999-2010.

| Année | Statut d’occupation | | | | |
|-------|-----------------------|------------|-----------------|--------------------------|------------------|
| | Propriétaire occupant | Locataires | Logement vacant | Occupant à titre gratuit | Location meublée |
| 1999 | 30,0% | 53,8% | 12,4% | 3,6% | 0,2% |
| 2001 | 31,0% | 54,3% | 11,2% | 3,4% | 0,2% |
| 2003 | 32,1% | 54,1% | 10,2% | 3,2% | 0,3% |
| 2005 | 32,9% | 53,4% | 10,2% | 3,2% | 0,3% |
| 2007 | 33,7% | 53,0% | 10,0% | 3,0% | 0,3% |
| 2009 | 34,0% | 53,0% | 9,8% | 2,8% | 0,3% |
| 2010 | 34,1% | 53,3% | 9,4% | 2,8% | 0,3% |

SOURCE : Base FILOCOM - Calcul de l’auteur.

NOTE : Les maisons sont exclues.

TABLE 3 – Mode d’occupation des logements. 1999-2010.

| Année | Mode d’occupation des logements | | |
|-------|---------------------------------|----------------------|-----------------|
| | Résidence principale | Résidence secondaire | Logement vacant |
| 1999 | 80,2% | 7,4% | 12,4% |
| 2001 | 81,5% | 7,3% | 11,2% |
| 2003 | 81,8% | 8,0% | 10,2% |
| 2005 | 81,7% | 8,1% | 10,2% |
| 2007 | 81,5% | 8,5% | 10,0% |
| 2009 | 81,5% | 8,7% | 9,8% |
| 2010 | 81,6% | 8,9% | 9,4% |

SOURCE : Base FILOCOM - Calcul de l’auteur.

NOTE : Les maisons et les locations meublées sont exclues.

TABLE 4 – Type de propriétaires des logements. 1999-2010.

| Année | Type de propriétaires | | |
|-------|-----------------------|-----------------|--|
| | Personne physique | Personne morale | HLM, SEM ou collectivités publiques |
| 1999 | 65,3% | 19,9% | 14,8% |
| 2001 | 68,3% | 20,5% | 11,2% |
| 2003 | 68,3% | 20,0% | 11,7% |
| 2005 | 68,5% | 19,7% | 11,8% |
| 2007 | 68,4% | 18,8% | 12,8% |
| 2009 | 68,1% | 17,5% | 14,4% |
| 2010 | 67,9% | 17,4% | 14,7% |

SOURCE : Base FILOCOM - Calcul de l'auteur.

NOTE : Les maisons et les locations meublées sont exclues.

TABLE 5 – Mode d'occupation des logements selon le lieu de résidence des propriétaires. 2005-2010.

| Mode d'occupation | Lieu de résidence du propriétaire | |
|--|-----------------------------------|--------------------|
| | Étranger | France et étranger |
| Logement loué ou vacant | 55,6% | 57,7% |
| Logement occupé par son propriétaire ou à titre à gratuit, comme résidence principale | 6,9% | 35,9% |
| Logement occupé par son propriétaire ou à titre à gratuit, comme résidence secondaire | 37,5% | 6,4% |
| Total | 100,0% | 100,0% |

SOURCE : Base FILOCOM - Calcul de l'auteur.

NOTE : Les maisons, les locations meublées et le parc possédé par les sociétés HLM, SLM ou collectivités publiques sont exclues.

TABLE 6 – Part des propriétaires étrangers selon le mode d'occupation. 2005-2010.

| Mode d'occupation | Proportion de propriétaires étrangers | | | | |
|---|---------------------------------------|-------|-------|-------|-----------|
| | 2005 | 2007 | 2009 | 2010 | 2005-2010 |
| Logement loué ou vacant | 2,1% | 2,4% | 2,7% | 3,2% | 2,6% |
| Logement occupé par le propriétaire ou à titre à gratuit, en résidence principale | 0,5% | 0,5% | 0,5% | 0,6% | 0,5% |
| Logement occupé par le propriétaire ou à titre à gratuit, en résidence secondaire | 14,5% | 15,3% | 16,1% | 16,8% | 15,7% |
| Total | 2,3% | 2,5% | 2,8% | 3,2% | 2,7% |

SOURCE : Base FILOCOM - Calcul de l'auteur.

NOTE : Les maisons, les locations meublées et le parc possédé par les sociétés HLM, SLM ou collectivités publiques sont exclus.

NOTE 2 : Les propriétaires étrangers sont les propriétaires résidant à l'étranger.

TABLE 7 – Type de propriétaire selon le lieu de résidence. 2005-2010.

| Type de propriétaire | Lieu de résidence du propriétaire | |
|----------------------|-----------------------------------|--------------------|
| | Étranger | France et étranger |
| Personne morale | 5,4% | 21,2% |
| Personne physique | 94,6% | 78,8% |
| Total | 100,0% | 100,0% |

SOURCE : Base FILOCOM - Calcul de l'auteur.

NOTE : Les maisons, les locations meublées et le parc possédé par les sociétés HLM, SLM ou collectivités publiques sont exclus.

NOTE 2 : Les propriétaires étrangers sont les propriétaires résidant à l'étranger.

TABLE 8 – Part des propriétaires étrangers selon leur type. 2005-2010.

| Type de propriétaire | Proportion de propriétaires étrangers | | | | |
|----------------------|---------------------------------------|------|------|------|-----------|
| | 2005 | 2007 | 2009 | 2010 | 2005-2010 |
| Personne morale | 0,6% | 0,6% | 0,8% | 0,8% | 0,7% |
| Personne physique | 2,8% | 3,0% | 3,3% | 3,8% | 3,2% |
| Total | 2,3% | 2,5% | 2,8% | 3,2% | 2,7% |

SOURCE : Base FILOCOM - Calcul de l'auteur.

NOTE : Les maisons, les locations meublées et le parc possédé par les sociétés HLM, SLM ou collectivités publiques sont exclus.

NOTE 2 : Les propriétaires étrangers sont les propriétaires résidant à l'étranger.

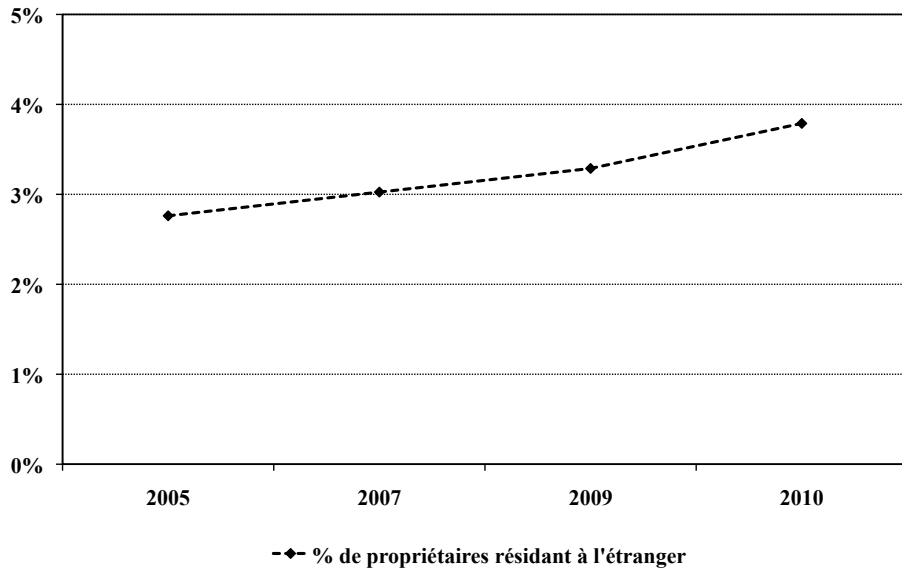
TABLE 9 – Nombre d'appartements et de maisons vendus à Paris. 1993-2008.

| Année | Appartements | Maisons |
|-------|--------------|---------|
| 1993 | 18 982 | 101 |
| 1994 | 24 338 | 123 |
| 1995 | 20 514 | 116 |
| 1996 | 29 593 | 225 |
| 1997 | 29 364 | 193 |
| 1998 | 33 469 | 242 |
| 1999 | 40 486 | 297 |
| 2000 | 39 953 | 218 |
| 2001 | 35 188 | 266 |
| 2002 | 37 236 | 200 |
| 2003 | 35 472 | 239 |
| 2004 | 40 409 | 185 |
| 2006 | 21 907 | 96 |
| 2008 | 28 066 | 144 |

SOURCE : Base Bien - Calcul de l'auteur.

NOTE : Le taux de couverture de la base a augmenté depuis 1990. Ces chiffres ne permettent pas tels quels de connaître l'évolution du volume d'appartements vendus. Ils nécessiteraient une correction - voir le document de travail [2] pour plus de précisions.

FIGURE 1 – Part des propriétaires résidant à l'étranger. Période 2005-2010.

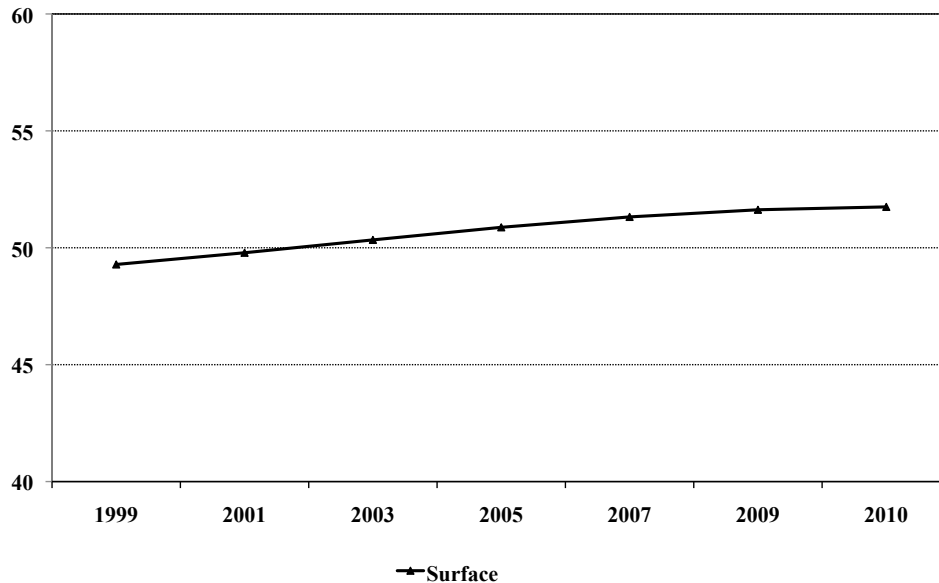


SOURCE : Base FILOCOM et calcul de l'auteur.

NOTE : Les maisons, les locations meublées sont exclues. Seul le parc des propriétaires physiques est considéré.

NOTE 2 : Les propriétaires étrangers sont les propriétaires résidant à l'étranger.

FIGURE 2 – Surface moyenne du parc de logement. Période 1999-2010.

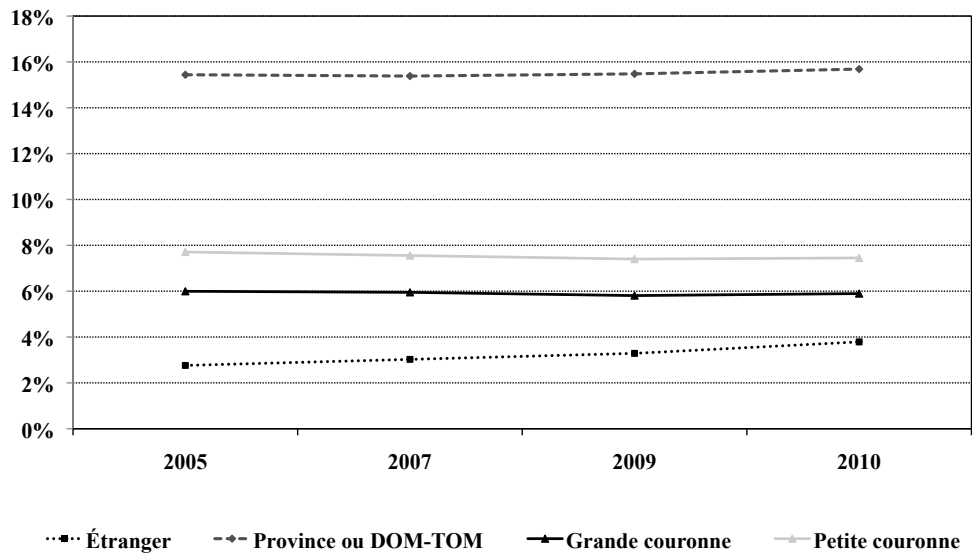


SOURCE : Base FILOCOM et calcul de l'auteur.

NOTE : Les maisons, les locations meublées sont exclues. Seul le parc des propriétaires physiques est considéré.

NOTE 2 : Les propriétaires étrangers sont les propriétaires résidant à l'étranger.

FIGURE 3 – Département de résidence des propriétaires. Période 2005-2010.

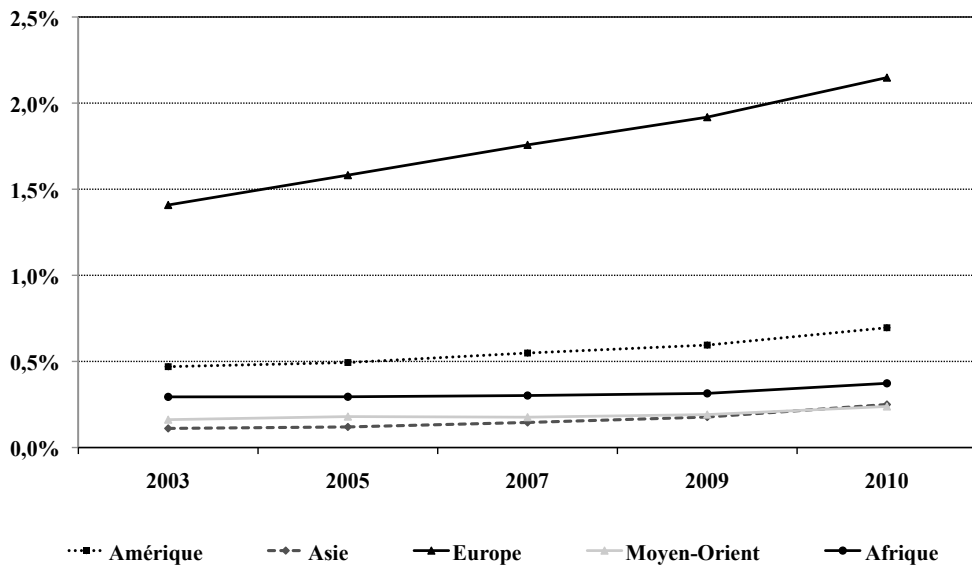


SOURCE : Base FILOCOM et calcul de l'auteur.

NOTE : Les maisons, les locations meublées sont exclues. Seul le parc des propriétaires physiques est considéré.

NOTE 2 : Les propriétaires étrangers sont les propriétaires résidant à l'étranger.

FIGURE 4 – Continent de résidence des propriétaires étrangers. Période 2003-2010.



SOURCE : Base FILOCOM et calcul de l'auteur.

NOTE : Les maisons, les locations meublées sont exclues. Seul le parc des propriétaires physiques est considéré.

NOTE 2 : Les propriétaires étrangers sont les propriétaires résidant à l'étranger.

TABLE 10 – Répartition du type d’acheteurs. 1993-2008.

| Année | Type d’acheteurs | | | | |
|-------|------------------|-------------------------------|--------------------|--|--------------|
| | Particuliers | Sociétés civiles immobilières | Marchands de biens | Service public, entreprise ou secteur social | Type inconnu |
| 1993 | 78,8% | 0,0% | 3,8% | 2,4% | 15,0% |
| 1994 | 82,7% | 2,2% | 1,5% | 2,6% | 11,0% |
| 1995 | 84,0% | 3,0% | 1,3% | 2,5% | 9,2% |
| 1996 | 87,5% | 2,6% | 1,1% | 1,1% | 7,7% |
| 1997 | 86,4% | 3,2% | 1,3% | 1,4% | 7,8% |
| 1998 | 85,9% | 3,4% | 1,4% | 1,6% | 7,7% |
| 1999 | 85,9% | 3,4% | 1,1% | 1,6% | 8,0% |
| 2000 | 85,3% | 4,4% | 1,2% | 1,6% | 7,5% |
| 2001 | 86,1% | 4,9% | 1,3% | 1,5% | 6,2% |
| 2002 | 86,4% | 5,7% | 1,4% | 1,2% | 5,4% |
| 2003 | 84,6% | 5,9% | 1,8% | 1,1% | 6,6% |
| 2004 | 84,3% | 6,4% | 1,9% | 1,1% | 6,3% |
| 2006 | 83,8% | 6,5% | 2,1% | 0,7% | 6,9% |
| 2008 | 83,9% | 7,2% | 2,5% | 1,0% | 5,5% |

SOURCE : Base Bien - Calcul de l’auteur.

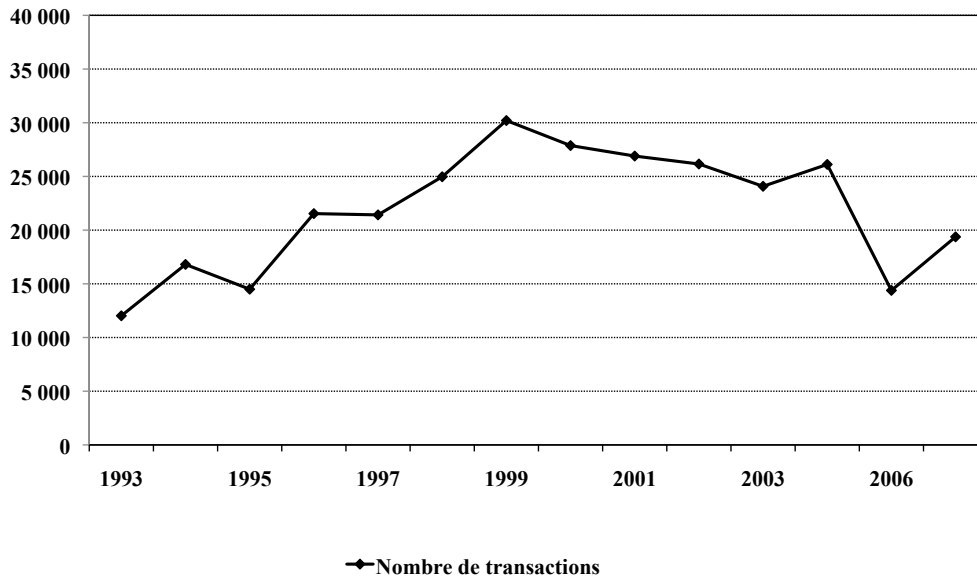
NOTE : Les maisons sont exclues.

Le parc de logement à Paris est constituée en très grande majorité d’appartements. Les maisons représentent moins de 1% du parc, comme le montre le tableau 1.

Plus de 50% des logements sont occupés par des locataires, près d’un tiers des logements sont occupés par leurs propriétaires et environ 10% des logements sont vacants (voir le tableau 2).

Une très grande majorité des logements (plus de 80%) servent de résidence principale, moins de 10% des logements sont utilisées comme résidence secondaire (voir le tableau 3). Cependant, la part des résidences secondaires dans le parc de logements à Paris a augmenté de 1,5 points de % entre 1999 et 2010, tandis que la part des logements vacants dans le parc a, elle, diminué de 3 points de %. Ce dernier point suggère que le marché immobilier parisien est de plus en plus

FIGURE 5 – Nombre de transactions dans notre base. Période 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

NOTE : Nous n'avons conservé que les transactions d'appartements vendus en pleine propriété, de gré à gré, sans viager, à usage d'habitation, libres au moment de la vente, dont le prix est renseigné, dont soit le nombre de pièces, soit la surface habitable sont également renseignés, et dont l'acheteur est un particulier. Nous avons également exclu les logements atypiques.

tendu. La part des logements qui sont loués meublés est très faible -environ 0,3% - et est stable dans le temps. Nous excluons ces logements dans le reste de notre description du stock de logements.

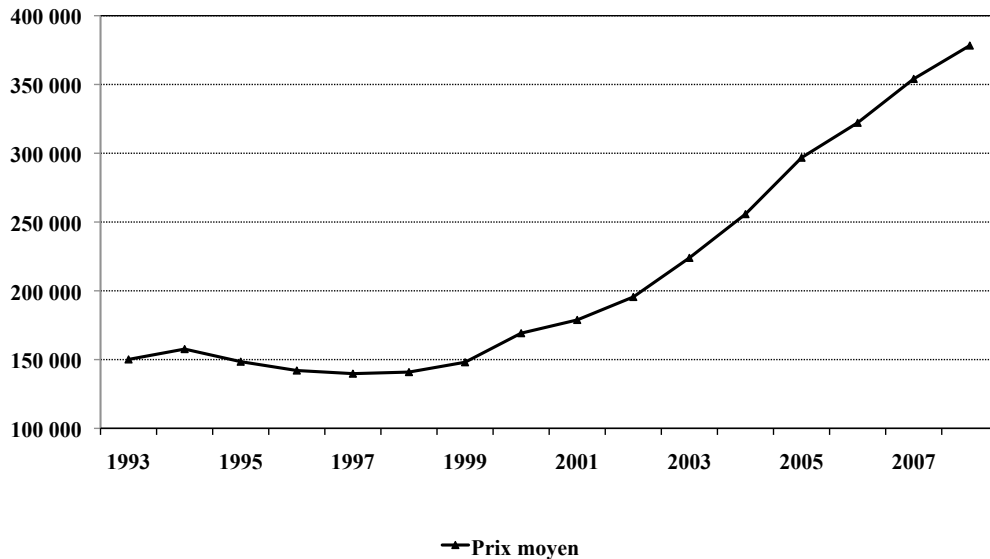
70% des appartements parisiens sont possédés par des personnes physiques, 20% par des personnes morales, les sociétés HLM ou SLM et les collectivités publiques possèdent le reste des appartements. La part des propriétaires personnes physiques a augmenté de 2,7 points de % entre 1999 et 2010 tandis que celle des propriétaires personnes morales a diminué de 2,5 points de % (voir le tableau 4). Dans la suite, nous excluons les appartements possédés par des sociétés HLM, SEM ou des collectivités publiques car ils ne sont pas pertinents pour notre étude.

Le parc de logement est réparti entre les logements loués³ (60% du parc), les logements occupés par leur propriétaire⁴ au titre de leur résidence principale (36% du parc) et les logements occupés

3. Ils peuvent également être vacants.

4. Ils peuvent également être occupés à titre gratuit.

FIGURE 6 – Évolution du prix moyen des appartements vendus. Période 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

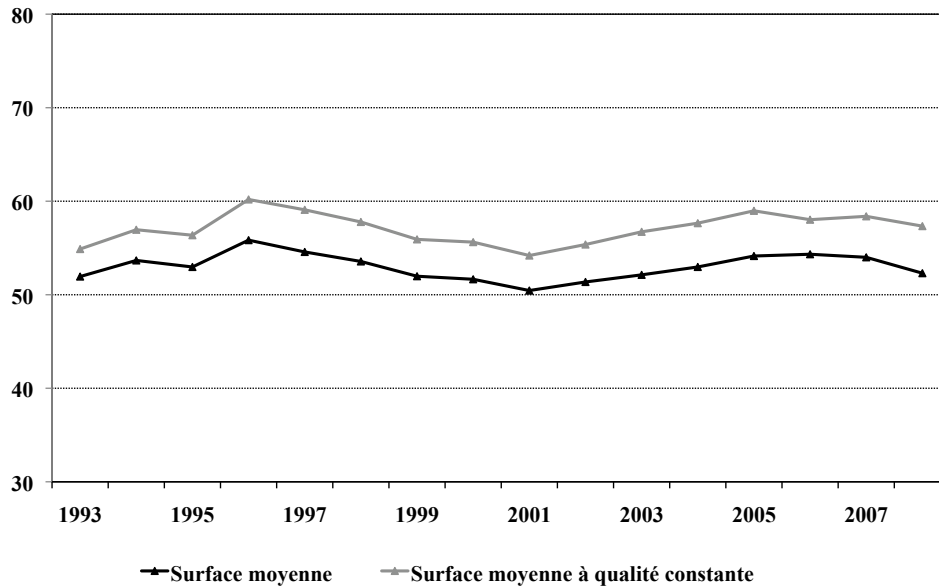
NOTE : Nous n'avons conservé que les transactions d'appartements vendus en pleine propriété, de gré à gré, sans viager, à usage d'habitation, libres au moment de la vente, dont le prix est renseigné, dont soit le nombre de pièces, soit la surface habitable sont également renseignés, et dont l'acheteur est un particulier. Nous avons également exclu les logements atypiques.

par leur propriétaire au titre de leur résidence secondaires (6,5% du parc). Si l'on se restreint aux logements possédés par des propriétaires physiques résidant à l'étranger, cette répartition change beaucoup : sur l'ensemble des logements possédés par des étrangers, près de 40% sont utilisés en tant que résidence secondaire (voir le tableau 5). D'ailleurs, les étrangers possèdent environ 16% de l'ensemble des résidences secondaires à Paris (voir le tableau 6). La proportion d'étrangers possédant une résidence secondaire a augmenté de 2,3 points de % entre 2005 et 2010.

Près de 80% du parc⁵ est possédé par des propriétaires personnes physiques. Les propriétaires étrangers, eux, sont constitués à 95% de personnes physiques (voir le tableau 7). Parmi les propriétaires personnes morales, la part des propriétaires étrangers est très faible - environ 0,7%- et a très peu augmenté entre 2005 et 2010 (voir le tableau 4). Par opposition, la proportion de propriétaires étrangers parmi les propriétaires personnes physiques est plus importante - environ 3,2% - et a

5. Nous excluons les maisons, les locations meublées et les logements loués par des collectivités publiques ou des sociétés HLM ou SEM.

FIGURE 7 – Surface moyenne des appartements vendus. Période 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

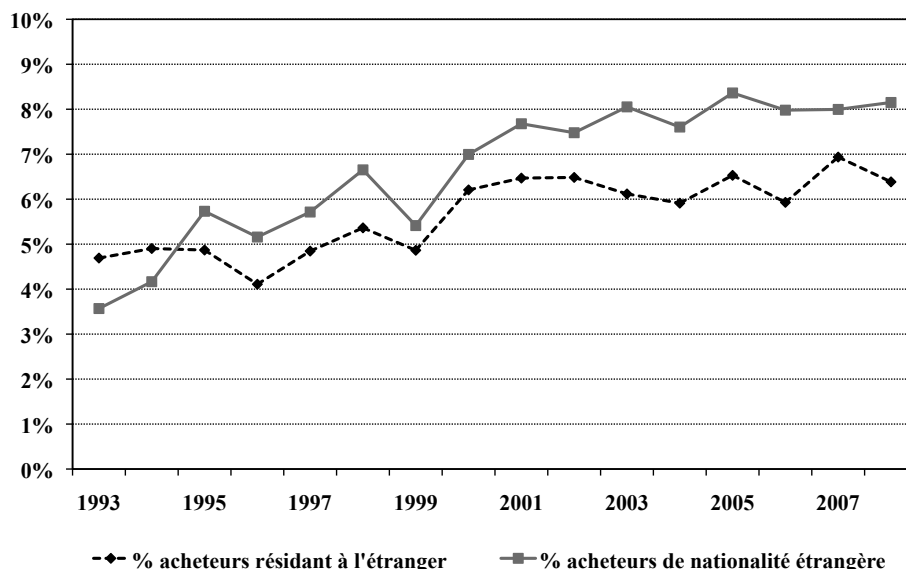
NOTE : La surface à qualité constante d'un appartement correspond à la surface que devrait avoir un appartement pour qu'il soit vendu au même prix, mais en ayant les caractéristiques du logement "typique". Se référer à la section 3.2.1 pour avoir plus de précisions sur la façon de calculer la surface à qualité constante d'un appartement et la définition du logement "typique".

NOTE : Nous n'avons conservé que les transactions d'appartements vendus en pleine propriété, de gré à gré, sans viager, à usage d'habitation, libres au moment de la vente, dont le prix est renseigné, dont soit le nombre de pièces, soit la surface habitable sont également renseignés, et dont l'acheteur est un particulier. Nous avons également exclu les logements atypiques.

augmenté de 1 point de % entre 2005 et 2010 (voir également le graphique 1). Dans la suite de notre étude, nous ne considérons que les transactions de logements effectués par des acheteurs personnes physiques. Ce faisant, ne coure-t-on pas le risque de sous-estimer l'influence des propriétaires étrangers sur le marché immobilier parisien ? Ces quelques chiffres nous assurent du contraire. Ils démontrent en effet que la part des propriétaires étrangers parmi les propriétaires personne morale est très faible, presque négligeable et que l'immense majorité des propriétaires étrangers est constituée de propriétaire personne physique.

Selon le graphique 1, la part des propriétaires résidant à l'étranger a augmenté entre 2005 et 2010, passant de moins de 3% à presque 4%. Plus généralement, selon le graphique 3, la part des propriétaires résidant en province, petite ou grande couronne, ou dans les DOM-TOM a diminué

FIGURE 8 – Part des acheteurs étrangers. Période 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

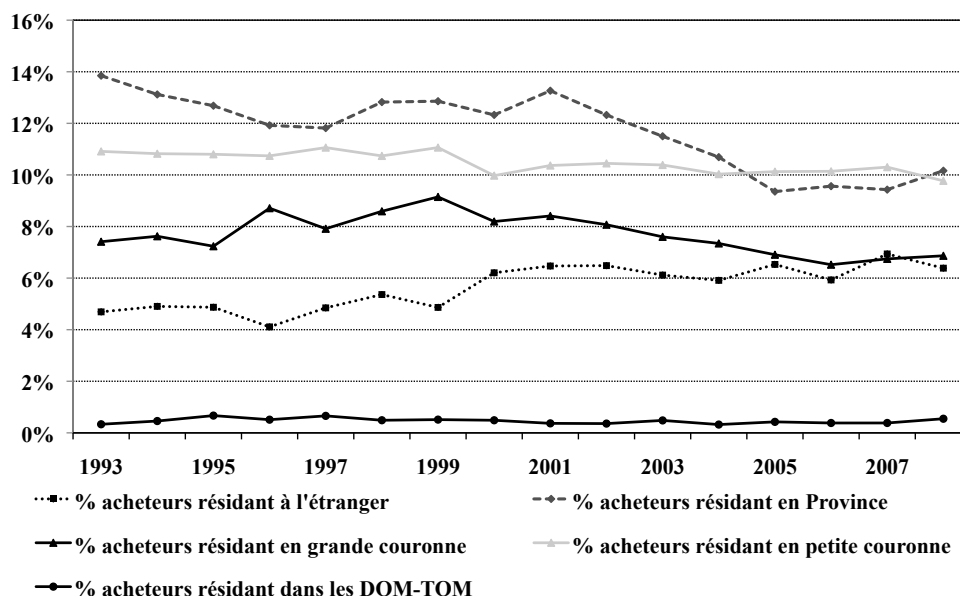
NOTE : Deux définitions du pourcentage d'acheteurs étrangers peuvent être utilisées : le pourcentage d'acheteurs de nationalité étrangère et le pourcentage d'acheteurs résidant à l'étranger.

entre 2005 et 2010. Parmi les propriétaires ne résidant pas à Paris, seule la part des propriétaires étrangers a augmenté. On peut aller plus loin et décomposer les propriétaires étrangers en cinq catégories (Amérique, Asie, Europe, Moyen-Orient et Afrique) selon leur continent de résidence. Par commodité, nous dirons qu'un propriétaire vient d'Amérique si son pays de résidence est situé en Amérique ou en Australie. Nous invitons le lecteur à se référer à l'annexe B pour obtenir plus de précisions sur la façon dont les groupes de pays ont été constitués. Selon le graphique 4, la part des propriétaires de chacun de ces cinq groupes a augmenté mais l'augmentation a été plus importante pour les propriétaires en provenance d'Europe et d'Amérique. Les propriétaires étrangers vivent d'ailleurs en grande majorité en Europe puis dans une moindre mesure en Amérique.

2.2 Flux d'appartements.

Compte tenu de la très faible part des maisons dans le parc de logements à Paris, il n'est pas surprenant que le nombre de maison vendues comparé au nombre d'appartements vendus soit très faible (voir le tableau 9). Par la suite, nous pouvons sans regret exclure les maisons de notre étude

FIGURE 9 – Département de résidence des acheteurs. Période 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

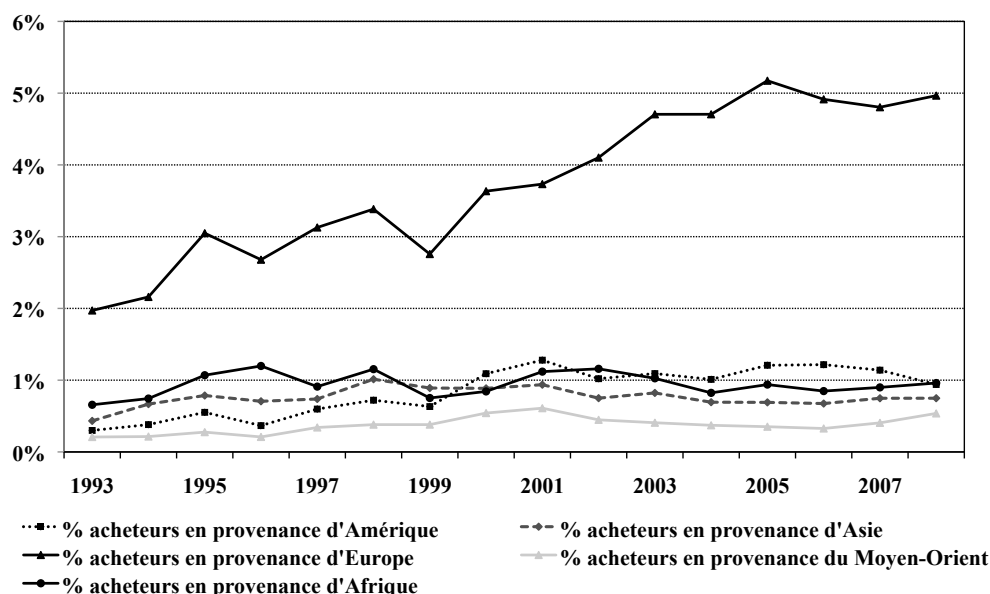
NOTE : La courbe "% acheteurs résidant à l'étranger" représente la part des acheteurs qui résident à l'étranger. En majorité, les acheteurs résident à Paris. La part des acheteurs résidant à Paris n'est pas représentée mais se déduit aisément de la somme des autres courbes.

- leurs caractéristiques sont trop différentes de celles des appartements pour que l'on puisse les utiliser. Le tableau 9 ne nous permet pas de connaître précisément l'évolution du flux de transactions car le taux de couverture de la base BIEN a augmenté depuis 1990.

Le tableau 10 indique l'évolution de la répartition des acheteurs selon leur type. Les acheteurs peuvent soit être des personnes physiques soit des personnes morales. Les acheteurs personnes physiques sont constitués des particuliers et des sociétés civiles immobilières. Parmi les acheteurs personnes morales, on distingue les marchands de biens et des acheteurs du service public, du secteur social ou des entreprises. Il reste environ 10% des acheteurs dont le type est inconnu, c'est-à-dire que le type n'est pas renseigné dans la base BIEN. La proportion d'acheteurs de type inconnu est passée de 15 à 5,5% entre 1993 et 2008. Durant la même période, la proportion de particuliers a augmenté de 5,1 points de % et la proportion de SCI⁶ de 7,2 points de %. La proportion de mar-

6. Sociétés civiles immobilières

FIGURE 10 – Continent de résidence des acheteurs. Période 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

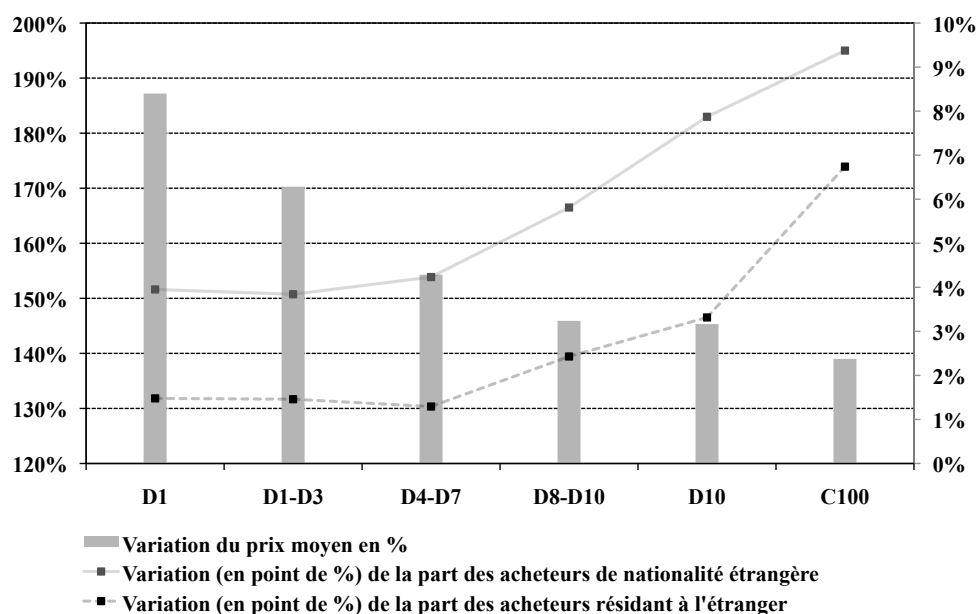
NOTE : La courbe " % acheteurs résidant en Amérique " représente la part des acheteurs dont le pays de résidence est situé en Amérique. En majorité, les acheteurs résident en France. La part des acheteurs résidant en France n'est pas représentée mais se déduit aisément de la somme des autres courbes.

chands de biens a, elle, baissé de 1,3 points de %. Nous pouvons donc être sûrs que la proportion des marchands de biens a diminué.

En nous inspirant du document de travail [2], nous ne conservons dans la base que les transactions d'appartements vendus en pleine propriété, de gré à gré, sans viager, à usage d'habitation, libres au moment de la vente, dont le prix est renseigné, et dont soit le nombre de pièces, soit la surface habitable sont également renseignés. Nous excluons également les logements atypiques comme les greniers, les chambres de service, les lofts, les loges de gardien, les châteaux et les grandes propriétés. Toutes ces restrictions éliminent moins de 20% des transactions. Le graphique 5 représente le nombre de transactions dans la base nettoyée.

Par la suite, nous nous restreignons en outre aux acheteurs particuliers. Nous avons testé la robustesse de nos résultats lorsque nous considérons l'ensemble des transactions dont l'acheteur est

FIGURE 11 – Variation du prix moyen des transactions et du pourcentage d’acheteurs étrangers par décile de prix. Période 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l’auteur.

NOTE : D1 correspond aux 10% de transactions les moins chères. D1-D3 correspond aux 30% de transactions les moins chères. C100 correspond aux 1% de transactions les plus chères.

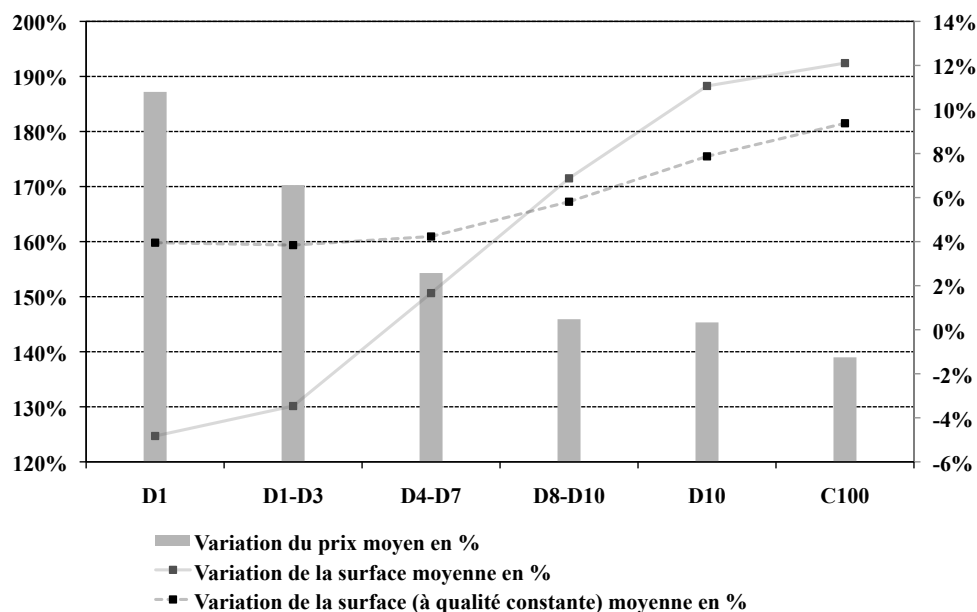
NOTE 2 : La définition de prix utilisée pour classer les transactions est le prix brut. Se référer au graphique 13 pour une classification des transactions par prix au m² équivalent. Se référer à la section 3.2.1 pour plus de précisions sur les prix au m² équivalents.

LECTURE : Les barres représentent la variation en % du prix moyen. Selon la première barre, le prix moyen des 10% de transactions les moins chères a augmenté de presque 190% entre 1993 et 2008. La courbe "Variation (en points de %) de la part des acheteurs de nationalité étrangère" représente la variation (en points de %) de la proportion d’acheteurs de nationalité étrangère. Selon le premier point de la courbe, le pourcentage d’acheteurs de nationalité étrangère parmi les 10% de transactions les moins chères a augmenté de 4 points de % entre 1993 et 2008.

un particulier, une société immobilière ou dont le type est inconnu. Ces résultats sont disponibles dans l’annexe D.2.

Selon le graphique 6, le prix moyen des appartements vendus à Paris est passé de 150 000 euros en 1993 à plus de 375 000 euros en 2008, soit une augmentation de plus de 150%. Cette augmentation n’est pas due à une augmentation de la surface ou de la qualité des appartements vendus. En effet, selon le graphique 7, la surface moyenne des appartements vendus est restée relativement stable pendant la période considérée. Ce même graphique représente également la surface moyenne "à

FIGURE 12 – Variation du prix moyen et de la surface moyenne des transactions par décile de prix. Période 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

NOTE : D1 correspond aux 10% de transactions les moins chères. D1-D3 correspond aux 30% de transactions les moins chères. C100 correspond aux 1% de transactions les plus chères.

NOTE 2 : La définition de prix utilisée pour classer les transactions est le prix brut.

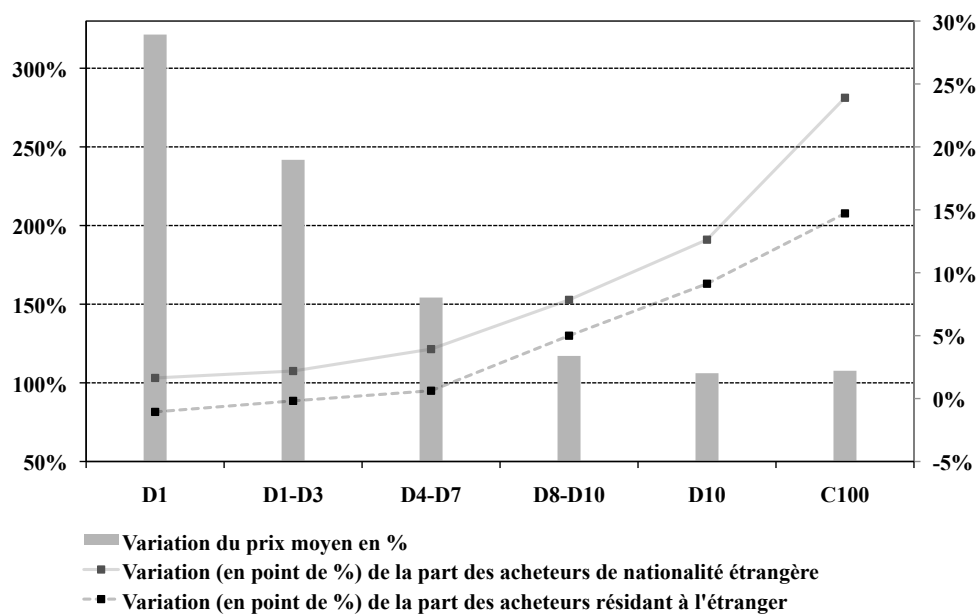
NOTE 3 : La surface à qualité constante d'un appartement correspond à la surface qu'il devrait avoir pour qu'il soit vendu au même prix, mais en ayant les caractéristiques du logement "typique". Se référer à la section 3.2.1 pour avoir plus de précisions sur la façon de calculer la surface à qualité constante et la définition du logement "typique".

LECTURE : Les barres représentent la variation en % du prix moyen. Selon la première barre, le prix moyen des 10% de transactions les moins chères a augmenté de presque 190% entre 1993 et 2008. Selon le premier point de la courbe "Variation de la surface moyenne en %", la surface moyenne des 10% de transactions les moins chères a baissé de 5% entre 1993 et 2008.

qualité constante" des appartements vendus. Qu'est ce que la surface "à qualité constante" d'un appartement ?

Idéalement, nous souhaiterions nous assurer que la hausse des prix de l'immobilier n'est pas simplement due à une amélioration de la qualité des logements. Considérons une transaction d'un appartement au prix P . Cet appartement est par exemple situé au quatrième étage d'un immeuble sans ascenseur. Il mesure 50 m^2 . Toutes choses étant égales par ailleurs, nous cherchons à imaginer la surface fictive que devrait avoir ce même appartement, pour qu'il soit vendu au même prix, s'il était situé au rez-de-chaussée du même immeuble et non plus au quatrième, c'est la surface à qualité

FIGURE 13 – Variation du prix moyen des transactions et du pourcentage d’acheteurs étrangers par décile de prix hédoniques. Période 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l’auteur.

NOTE : D1 correspond aux 10% de transactions les moins chères. D1-D3 correspond aux 30% de transactions les moins chères. C100 correspond aux 1% de transactions les plus chères.

NOTE 2 : La définition de prix utilisée pour classer les transactions est le prix au m² équivalent.

LECTURE : Les barres représentent la variation en % du prix moyen. Selon la première barre, le prix moyen des 10% de transactions les moins chères a augmenté de presque 190% entre 1993 et 2008. La courbe "Variation (en points de %) de la part des acheteurs de nationalité étrangère" représente la variation (en points de %) de la proportion d’acheteurs de nationalité étrangère. Selon le premier point de la courbe, le pourcentage d’acheteurs de nationalité étrangère parmi les 10% de transactions les moins chères a augmenté de 4 points de % entre 1993 et 2008.

constante⁷.

Selon le graphique 7, la surface moyenne à qualité constante des appartements vendus est elle aussi restée relativement stable au cours de la période. ce n’est donc pas une augmentation substantielle de la surface ou de la qualité des appartements vendus qui est responsable de la forte hausse des prix.

Selon le graphique 8, le pourcentage d’acheteurs étrangers a cru entre 1993 et 2008. Le pourcentage d’acheteurs de nationalité étrangère est passé de moins de 4% à 8% et le pourcentage d’acheteurs résidant à l’étranger est passé de presque 5% à plus de 6%. Selon le graphique 9, la proportion d’acheteurs résidant en province, petite, grande couronne ou dans les DOM-TOM a

7. En fait, la surface à qualité constante prend en compte toutes les caractéristiques observables des logements.

baissé entre 1993 et 2008.

Selon le graphique 10, la proportion d'acheteurs d'Europe - dont le pays d'origine est situé en Europe mais pas en France - a beaucoup augmenté sur la période, passant de 2 à 5%. La proportion d'acheteurs dont le pays d'origine est situé en Amérique a elle aussi augmenté, passant de moins 0,5 à 1%.

En résumé, sur la période 1993-2008, la proportion d'acheteurs étrangers a cru et les prix ont fortement augmenté. Nous verrons dans la partie 4 s'il y a un lien de causalité entre les deux phénomènes.

2.3 Flux d'appartements vendus par décile de prix.

Il est intéressant de décomposer les transactions par gamme de prix. Les augmentations de prix ont-elle été les mêmes pour les transactions les moins chères et les plus chères ? Qu'en est-il du pourcentage d'acheteurs étrangers ?

Selon le graphique 11, le prix moyen des 10% de transactions les moins chères a augmenté de presque 190% entre 1993 et 2008 alors que le prix moyen des 1% de transactions les plus chères a seulement augmenté de 140%. Plus généralement, plus on diminue dans les gammes de prix, plus les augmentations de prix ont été importantes. Toujours selon le graphique 11, le pourcentage de résidents étrangers parmi les acheteurs des 10% de transactions les moins chères a cru de moins d'1,5 points de % tandis que le pourcentage de résidents étrangers parmi les acheteurs des 1% de transactions les plus chères a cru de presque 7% sur la période. Plus généralement, plus on augmente dans les gammes de prix, plus l'augmentation du pourcentage d'acheteurs étrangers (que l'on considère les acheteurs de nationalité étrangère ou les acheteurs résidant à l'étranger) a été importante.

Étrangement, plus on considère des gammes de prix élevés, plus l'augmentation de la proportion d'acheteurs étrangers a été importante et plus l'augmentation de prix a été, elle, mesurée. Les étrangers n'ont pas l'air d'être responsable de la hausse très forte du prix des logements les moins chers (précisons qu'à priori, les logements les moins chers sont aussi les plus petits et sont occupés par les ménages les plus modestes). Cette hausse s'explique par un autre phénomène. Dans [6],

Gabrielle Fack étudie l'effet qu'a eu l'extension des aides au logement (à la personne) au début des années 90 sur les prix des loyers des ménages les plus modestes. Elle démontre que l'extension des critères d'éligibilité aux aides à la personne a augmenté la demande des ménages bénéficiaires de ces aides. Cette augmentation de la demande couplée à la très faible élasticité de l'offre de logements des bailleurs à court et moyen terme a entraîné une forte hausse des loyers des petits logements. L'auteur estime que les aides à la personne sont responsables de 58% de l'augmentation des loyers des ménages pauvres entre 1984 et 2002, sans que cette hausse se soit traduite par une forte amélioration de la qualité des logements. La hausse des loyers des logements les plus petits a augmenté leur rentabilité locative. Ceci explique en moins en partie la plus forte hausse du prix des logements les moins chers (relativement à l'ensemble des logements) que l'on observe sur le graphique 11.

3 Stratégie d'estimation

3.1 Quelques considérations théoriques

On considère une ville où l'offre de logement est fixe, égale à \bar{S} . Chaque unité de \bar{S} correspond à une unité de logement de surface et qualité constante. P est le prix sur le marché d'une unité de logement. Le nombre d'habitants L qui résident dans cette ville est fixe. On note $\alpha(P)$ (α décroît avec P) la fonction de demande, identique pour tous les agents. La fonction de demande totale $D(L, P)$ est égale à $\alpha(P)L$. On suppose aussi que des étrangers, au nombre de F , souhaitent acheter des logements dans la ville. On suppose tout d'abord qu'ils ont la même fonction de demande que les résidents. On pose $N = L + F$ et $E = \frac{F}{N}$ le pourcentage d'étrangers.

À l'équilibre,

$$\bar{S} = \alpha(P)N \quad (1)$$

On suppose que le pourcentage d'étrangers passe de E à $E' = E + \Delta E$. À l'équilibre, on a maintenant

$$\bar{S} = \alpha(P')N' \quad (2)$$

avec P' le nouveau prix d'équilibre.

Il est facile de voir que $N = \frac{L}{1-E}$. En utilisant cette dernière équation, et l'équation 1 et 2, on obtient facilement que

$$\frac{1-E'}{1-E} = \frac{\alpha(P')}{\alpha(P)} \quad (3)$$

On note ϵ l'élasticité-prix du bien logement, on obtient alors $\frac{1-E'}{1-E} = 1 - \epsilon \frac{\Delta P}{P}$.

L'augmentation de la proportion des étrangers entraîne donc une augmentation de prix égale à

$$\frac{\Delta P}{P} = \frac{\Delta E}{\epsilon} \frac{1}{1-E} \quad (4)$$

et on a aussi

$$\epsilon = \frac{E}{\frac{\Delta P}{P}} \frac{1}{1-E} \quad (5)$$

Ici, nous avons supposé que chaque unité de bien logement était identique. Supposons maintenant que la qualité des unités de logements est variable et se répercute dans les prix. Comment l'équation

4 est-elle transformée ? Si les étrangers achètent en moyenne le même type de logements que les locaux, alors l'équation est inchangée. Par contre, si les étrangers achètent en moyenne des logements de meilleure qualité que l'ensemble des acheteurs, l'équation 4 est transformée. On note $1 + y$ le prix relatif payé par les étrangers - c'est-à-dire le prix moyen payé par les étrangers divisé par le prix moyen payé par l'ensemble des acheteurs. y est strictement positif car les étrangers achètent en moyenne des logements plus chers. On a alors :

$$\frac{\Delta P}{P} = \frac{\Delta(E(1+y))}{\epsilon} \frac{1}{1-E(1+y)}$$

$$\simeq \frac{\Delta(E(1+y))}{\epsilon} \frac{1}{1-E} \tag{6}$$

$$\tag{7}$$

Une augmentation de la proportion d'étrangers entraîne une hausse des prix et ce, d'autant plus qu'ils paient un prix relatif élevé.

Pour mener notre raisonnement, nous avons supposé que le nombre d'habitants est fixe et que l'offre de logements est inélastique. Cette deuxième hypothèse est réaliste à Paris intramuros. Par contre, la première hypothèse l'est moins. Rien ne permet d'affirmer que les habitants de Paris désirant devenir propriétaire ne sont pas sensibles au prix des logements et ne sont pas susceptibles de renoncer à un achat à Paris pour acheter un bien de substitution relativement moins cher (un logement en petite couronne par exemple). La hausse de la demande provoquée par l'arrivée d'acheteurs potentiels étrangers peut à la limite être totalement compensée par un déplacement de la demande des parisiens vers la petite ou grande couronne. Dans ce cas limite, l'arrivée d'acheteurs potentiels étrangers n'aura aucun effet sur les prix.

3.2 Méthodologie

Pour estimer l'impact des étrangers sur les prix de l'immobilier, nous procédons en trois étapes.

1. Nous découpons Paris en zones homogènes en terme de comportement d'achats immobiliers par les étrangers. Ces zones correspondent aux 80 quartiers administratifs de Paris⁸.

8. Paris est découpé en 80 quartiers administratifs. Un arrondissement correspond à quatre quartiers administratifs.

2. Comparer le montant de deux transactions n'est pas pertinent en soi : peut-on vraiment comparer les prix au m^2 d'un appartement situé au rez-de-chaussée d'un vieil immeuble et d'un autre appartement situé au quatrième étage d'un immeuble récent avec ascenseur ? Pour pallier à cette difficulté, nous définissons un logement « type », qui correspond à une liste de caractéristiques fixées (deux-pièces, de 20 à 30 m^2 chacune, avec salle de bains, sans pièce de service ni parking, situé au rez-de-chaussée d'un immeuble construit entre 1850 et 1914). Nous ramenons ensuite le prix au m^2 de chacune des transactions à un prix fictif, correspondant au montant de la même transaction *si le logement vendu possédait les caractéristiques du logement « type »*.
3. On calcule chaque année le pourcentage d'acheteurs étrangers et le prix moyen au m^2 - en utilisant les prix fictifs qu'on a calculé auparavant - par quartiers administratifs. On régresse alors le logarithme du prix moyen par le pourcentage d'acheteurs étrangers.

3.2.1 Prix hédoniques

Comment définir de façon satisfaisante le niveau des prix des appartements à Paris ? On ne peut comparer les prix de deux appartements sans travail préalable. En effet, deux logements (à fortiori deux appartements) ne sont jamais identiques. Selon sa localisation géographique, un logement donne accès à des biens publics, un voisinage, un environnement différent. Le type de construction, l'étage, le nombre de pièces et le niveau de confort varient également d'un appartement à un autre. Le prix d'un appartement lors d'une transaction reflète l'ensemble de ses caractéristiques. En règle générale, il n'est donc guère pertinent de comparer le prix de deux appartements, quand bien même seraient-ils vendus la même année, dans le même arrondissement.

Pour comparer les prix de ventes d'appartements différents au sein d'un même arrondissement, nous adoptons l'approche hédonique utilisée par l'INSEE pour construire les indices de prix des logements anciens INSEE-Notaires [2].

On considère que le prix de vente pendant l'année n et le trimestre q d'un appartement situé dans l'arrondissement A et dans le quartier administratif Q , de caractéristiques observables

$X_i = (X_{1,i}, \dots, X_{K,i})$ vérifie :

$$\log p_{i,A,Q,n,q} = \sum_k^K \alpha_{k,A} X_{k,i} + \sum_{i'} \beta_{i',A} \mathbf{1}_{i'=n} + \sum_{q'} \gamma_{q',A} \mathbf{1}_{q'=q} + \sum_{Q'=1}^4 \zeta_{Q',A} \mathbf{1}_{Q'=Q} + \epsilon_{i,A,Q,n,q} \quad (8)$$

avec les $\epsilon_{i,A,Q,n,q}$ indépendants.

On remarque que les coefficients α , β , γ , ζ peuvent dépendre de l'arrondissement A , c'est-à-dire que les régressions sont effectuées arrondissement par arrondissement. Un exemple de régression hédonique est donné dans l'annexe C.

Nous définissons un logement "type" et grâce à nos régressions, nous pouvons maintenant ramener le prix de chacune des transactions à *un prix "équivalent", correspondant au prix de la même transaction si le logement vendu avait les mêmes caractéristiques que le logement "type"*. Le logement "type" possède les caractéristiques suivantes : deux-pièces, de 20 à 30 m² chacune, avec salle de bains, sans pièce de service ni parking, situé au rez-de-chaussée d'un immeuble construit entre 1850 et 1914, vendu durant le dernier trimestre.

Le prix « équivalent » de chaque transaction est obtenu par la formule :

$$\log p_{i,A,Q,n}^{eq} = \log p_{i,A,Q,n,q} - \left(\sum_k^K \alpha_{k,A} X_{k,i} + \sum_{q'} \gamma_{q',A} \mathbf{1}_{q'=q} \right) \quad (9)$$

Les prix « équivalents » peuvent être comparés entre eux car ils sont corrigés des différences de prix structurelles dues aux caractéristiques observables variables des appartements.

3.2.2 Régressions

On estime l'équation suivante :

$$\log \left(\sum_{i=1}^{N_{Q,n}} \frac{1}{N_{Q,n}} p_{i,A,Q,n}^{eq} \right) = \theta E_{Q,n} + \sum_{n',A'} \eta_{n',A'} \mathbf{1}_{n'=n} \mathbf{1}_{A'=A} + \sum_{Q'} \vartheta_{Q'} \mathbf{1}_{Q'=Q} + e_{Q,n} \quad (10)$$

N est égal au nombre de transactions dans le quartier Q (appartenant à l'arrondissement A) pendant l'année n . Les $p_{i,A,Q,n}^{eq}$ sont les prix "équivalents" de toutes ces transactions. $E_{Q,n}$ correspond à la proportion d'acheteurs étrangers dans le quartier Q durant l'année n . Les $e_{Q,n}$ sont supposés indépendants.

Dans certains quartiers administratifs (par exemple les quartiers administratifs du premier arrondissement), il y a très peu de transactions par an, ce qui induit une très grande variabilité dans le calcul de la part des acheteurs étrangers. Pour cette raison, nous avons regroupé les années par deux.

Nous avons ensuite régressé le logarithme de la moyenne des prix au m² "équivalents" par le pourcentage d'acheteurs étrangers. Nous avons inclus des indicatrices temporelles et géographiques dans toutes nos régressions.

4 Résultats des estimations

Dans cette section, nous présentons le résultat de nos régressions.

Tout d'abord, nous analysons l'impact des acheteurs résidant à l'étranger ou de nationalité étrangère sur les prix, séparément puis simultanément.

Nous décomposons ensuite les acheteurs de nationalité étrangère en cinq sous-groupes selon leur continent d'origine et étudions l'effet simultané de ces cinq groupes sur les prix de l'immobilier.

De façon similaire, nous décomposons les acheteurs en six catégories selon leur lieu de résidence (Paris, petite couronne, grande couronne, province, DOM-TOM, étranger). Les acheteurs qui appartiennent aux cinq dernières catégories peuvent tous être considérés comme des étrangers car ils n'habitent pas à Paris. Nous étudions l'impact simultané de ces cinq catégories d'acheteurs sur les prix de l'immobilier à Paris.

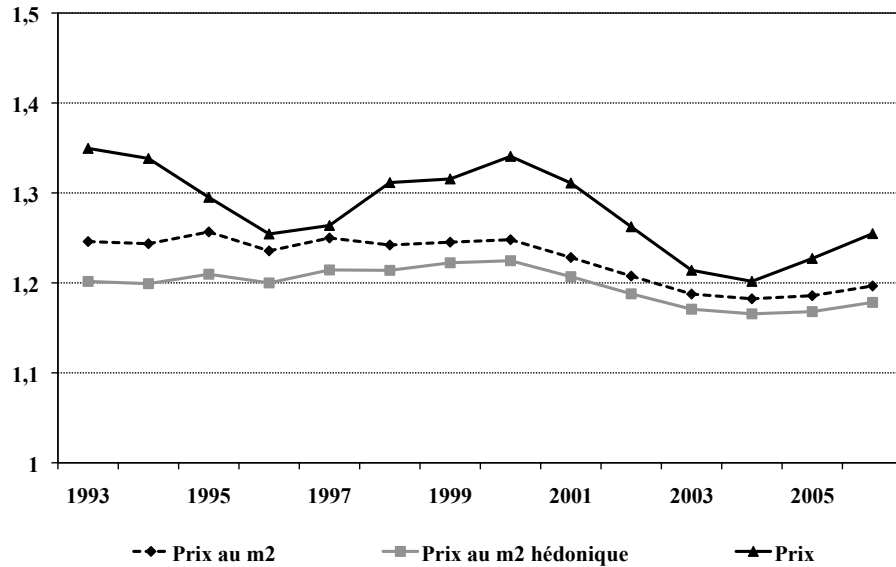
Enfin, nous approfondissons notre étude en nous restreignant au marché immobilier de luxe, c'est à dire aux 30% de transactions les plus chères.

4.1 Impact sur les prix des acheteurs résidant à l'étranger ou de nationalité étrangère

Quelle sens donner à l'expression acheteur étranger ? Les deux définitions les plus intuitives sont les acheteurs résidant à l'étranger et les acheteurs de nationalité étrangère.

Prenons la première définition et considérons le graphique 14. Il représente le prix relatif payé par les acheteurs résidant à l'étranger - c'est-à-dire le prix moyen payé par les acheteurs résidant à l'étranger divisé par le prix moyen payé par l'ensemble des acheteurs. Si ce prix relatif est égal à 1,2, alors les acheteurs résidant à l'étranger achètent en moyenne des logements 20% plus chers que l'ensemble des acheteurs. Selon le graphique 14, les acheteurs résidant à l'étranger achètent des logements 20% plus chers que l'ensemble des acheteurs, voire certaines années plus de 30% plus chers. Le graphique représente également le prix au m² relatif : en 1993, les acheteurs résidant à l'étranger payaient à surface égale, presque 25% de plus que la moyenne. En 2008, ils ne

FIGURE 14 – Prix relatif payé par les acheteurs résidant à l'étranger. 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

NOTE : La courbe "prix au m²" correspond au prix au m² moyen payé par les acheteurs résidant à l'étranger divisé par le prix au m² moyen payé par l'ensemble des acheteurs : en 1993,

NOTE 2 : Trois définitions du prix sont utilisées : le prix moyen, le prix moyen au m² et le prix moyen au m² hédonique.

NOTE 3 : Pour une meilleure lisibilité du graphique, les courbes correspondent à des moyennes mobiles d'ordre 3.

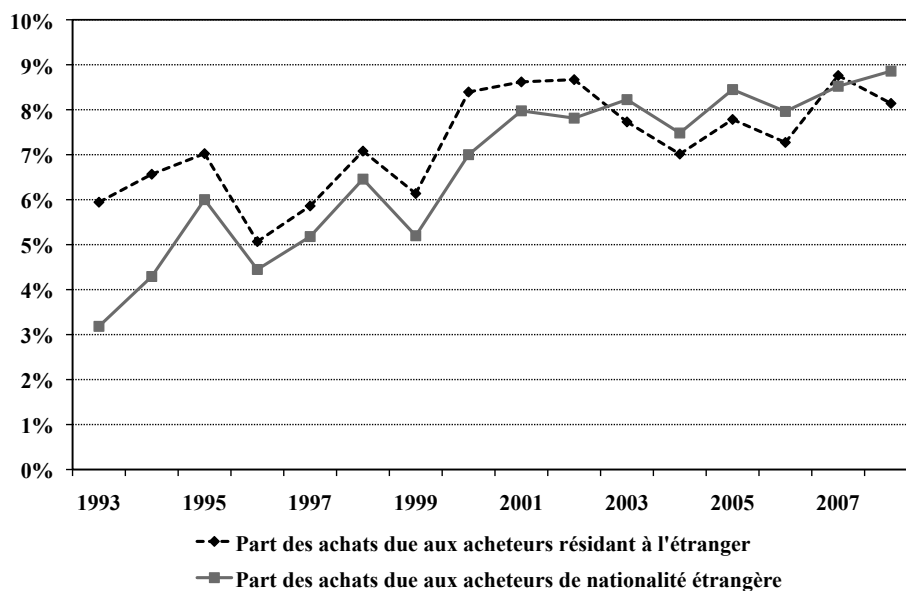
paient que 20% de plus que la moyenne. Le prix au m² équivalent⁹ relatif est également représenté sur le graphique : les acheteurs étrangers, de 1993 à 2001, ont payé environ 20% de plus que la moyenne à surface et qualité égale. Depuis, 2001, ils paient environ 18% plus chers. Il y a deux raisons pour lesquelles les acheteurs résidant à l'étranger peuvent payer plus cher, à surface et qualité égale : ils achètent plus que la moyenne dans les arrondissements ou quartiers côtés où les prix au m² équivalent sont plus élevés¹⁰ ou ils sont près, à qualité et surface égale, à payer plus que la moyenne.

Selon le graphique 14, le prix relatif payé par les acheteurs résidant à l'étranger est toujours supérieur au prix au m² relatif, lui-même étant toujours supérieur au prix au m² équivalent relatif : nous en déduisons que si les acheteurs résidant à l'étranger achètent des logements plus chers que

9. Voir la section 3.2.1 pour avoir plus de détails sur les prix équivalents.

10. Rappelons que le calcul des prix au m² équivalents - ou hédoniques - est fait arrondissement par arrondissement.

FIGURE 15 – Part des achats due aux acheteurs de nationalité étrangère ou résidant à l'étranger. 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

NOTE : La courbe "Part des achats due aux acheteurs résidant à l'étranger" correspond au produit de la part des acheteurs résidant à l'étranger parmi l'ensemble des acheteurs et du prix relatif payé par les acheteurs résidant à l'étranger.

la moyenne, c'est parce qu'ils achètent à la fois des logements plus grands, de meilleure qualité, et mieux situés.

Le graphique 15 représente l'évolution de la part des achats due aux acheteurs résidant à l'étranger. Cette part correspond tout simplement au produit du prix relatif payé par les acheteurs résidant à l'étranger par la proportion de ces acheteurs. Cette part a augmenté entre 1993 et 2008, passant de 6% à 8%. En nous basant sur les prédictions théoriques de la section 3.1, nous nous attendons à ce que les acheteurs résidant à l'étranger aient eu un impact significatif et positif sur les prix de l'immobilier à Paris.

Cette prédiction est confirmée par la lecture du tableau 27. La colonne (1) de ce tableau représente les résultats de la régression du prix par le pourcentage d'acheteurs résidant à l'étranger avec uniquement des indicatrices temporelles. Le coefficient obtenu par cette régression est significatif

TABLE 11 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. La variable explicative est le pourcentage d’acheteurs résidant à l’étranger.

Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif
du logarithme du prix ”équivalent” au m² en euros 2008

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|---------|---------|---------|---------|---------|
| Part des acheteurs résidant à l’étranger | 1,904** | 0,630** | 0,663** | 0,358** | 0,370** |
| (Écart-type) | (0,068) | (0,055) | (0,052) | (0,070) | (0,046) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,826 | 0,956 | 0,965 | 0,977 | 0,993 |
| Nombre d’observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

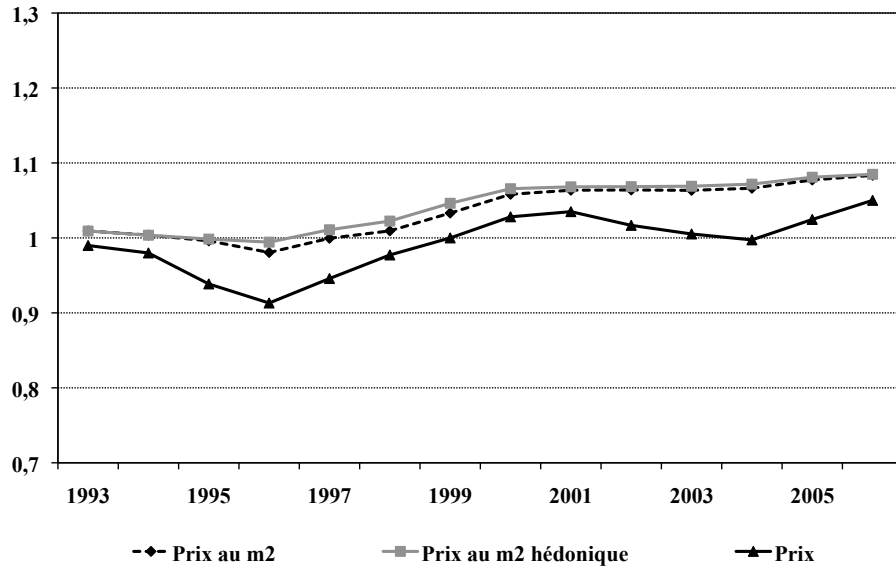
*NOTE : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.*

NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

LECTURE : D’après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs résidant à l’étranger de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,370% pour les acheteurs personne physique.

à 5% et égal à 1,904. Il risque cependant d’être surestimé par rapport au ”vrai” coefficient : les étrangers ont tendance à acheter naturellement dans les arrondissement les plus prisés où les prix sont les plus élevés. La colonne (2) du tableau représente les résultats de la régression lorsqu’on a ajouté des indicatrices des arrondissements. Le coefficient baisse et passe à 0,595, tout en restant significatif à 5%. Ce dernier coefficient peut être sous-estimé : si les étrangers sont - ne serait-ce qu’un peu - sensibles aux prix, alors le pourcentage d’acheteurs résidant à l’étranger va avoir tendance à baisser lorsque les prix d’un arrondissement augmentent. Cet effet est pris en compte lorsqu’on remplace les indicatrices des années et des arrondissements par des indicatrices croisées année par arrondissement. C’est le cas de la régression de la colonne (3). Dans ce cas, le coefficient est toujours significatif à 5% mais remonte légèrement à 0,663. Ce coefficient est peut-être encore biaisé vers le haut : les étrangers ont sans doute tendance à acheter dans les quartiers les plus prisés au sein de chaque arrondissement. La régression de la colonne (4) prend en compte cet effet. Les indicatrices

FIGURE 16 – Prix relatif payé par les acheteurs de nationalité étrangère. 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

NOTE : La courbe "prix au m²" correspond au prix au m² moyen payé par les acheteurs de nationalité étrangère divisé par le prix au m² moyen payé par l'ensemble des acheteurs : en 1993,

NOTE 2 : Trois définitions du prix sont utilisées : le prix moyen, le prix moyen au m² et le prix moyen au m² hédonique.

NOTE 3 : Pour une meilleure lisibilité du graphique, les courbes correspondent à des moyennes mobiles d'ordre 3.

croisées sont supprimées et remplacées par des indicatrices des quartiers administratifs. Le coefficient, toujours significatif à 5% tombe à 0,358. Là encore, cette estimation risque d'être légèrement biaisée vers la bas si on n'introduit pas d'indicatrices croisées arrondissement par année. Dans la régression de la colonne (5), on inclut à la fois des indicatrices des quartiers et des indicatrices croisées année par arrondissement. Le coefficient remonte alors légèrement par rapport à celui de la colonne (4), étant égal à 0,370 et toujours significatif à 5%.

Le résultat des régressions reste stable lorsqu'on ajoute des indicatrices. La façon dont varie le coefficient à mesure qu'on ajoute ou retire des indicatrices est en accord avec les prédictions de la théorie économique. Les résultats nous semblent donc crédibles. Pour résumer, les acheteurs résidant à l'étranger achètent des appartements plus grands, de meilleure qualité et mieux situés que la moyenne. Selon nos régressions, une augmentation d'1 point de % de leur proportion entraîne

TABLE 12 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. La variable explicative est le pourcentage d’acheteurs de nationalité étrangère.

Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif du logarithme du prix "équivalent" au m² en euros 2008

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--|---------|---------|---------|---------|---------|
| Part des acheteurs de nationalité étrangère | 1,929** | 0,486** | 0,611** | 0,132 | 0,300** |
| (Écart-type) | (0,124) | (0,069) | (0,069) | (0,073) | (0,054) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,721 | 0,951 | 0,959 | 0,976 | 0,992 |
| Nombre d’observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

*NOTE : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.*

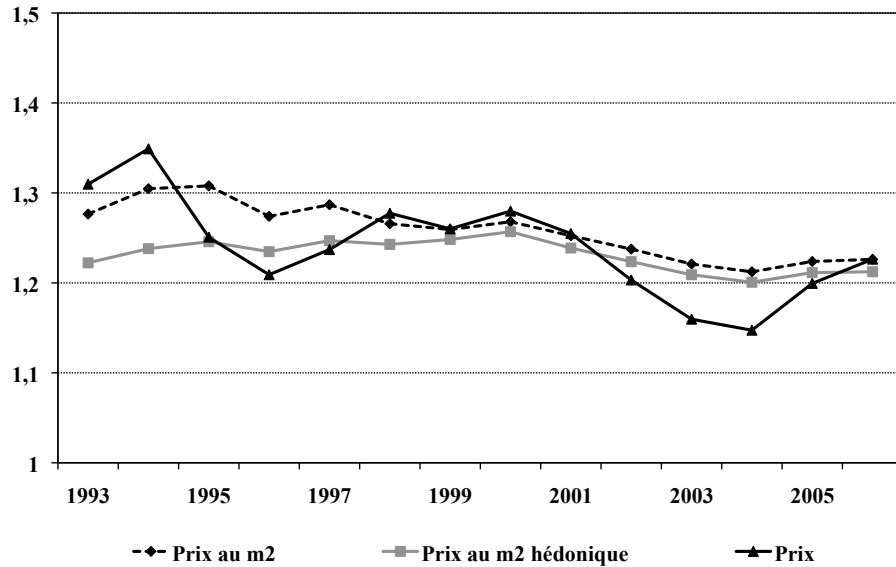
NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

LECTURE : D’après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs de nationalité étrangère parmi les acheteurs personnes physiques résidant à l’étranger de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,300% pour les acheteurs personne physique.

une augmentation de 0,370% des prix au m² équivalents.

Intéressons nous maintenant à la deuxième définition des acheteurs étrangers : les acheteurs de nationalité étrangère. Selon les graphiques 15 et 16 et le tableau 28, jusqu’en 1999, les acheteurs de nationalité étrangère achetaient des logements plutôt moins chers que la moyenne. Depuis, ils achètent des logements légèrement plus chers - pas plus de 5% plus chers néanmoins. Jusqu’en 1997, ils ne payaient pas plus cher à surface et qualité égale. Depuis, ils achètent légèrement plus cher à surface et qualité égale. Ce phénomène a tendance à s’accroître : en 2008, ils ont acheté des logements environ 10% plus chers que la moyenne pour la même surface et la même qualité. Grâce à la disposition des courbes du graphique 16, nous savons que jusqu’en 1997, les acheteurs de nationalité étrangère achetaient des logements plus petits que la moyenne, mais d’aussi bonne qualité. Depuis, ils achètent des logements légèrement plus grands, d’aussi bonne qualité, et mieux situés.

FIGURE 17 – Prix relatif payé par les acheteurs étrangers résidant à l'étranger. 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

NOTE : La courbe "prix au m²" correspond au prix au m² moyen payé par les acheteurs étrangers résidant à l'étranger divisé par le prix au m² moyen payé par l'ensemble des acheteurs.

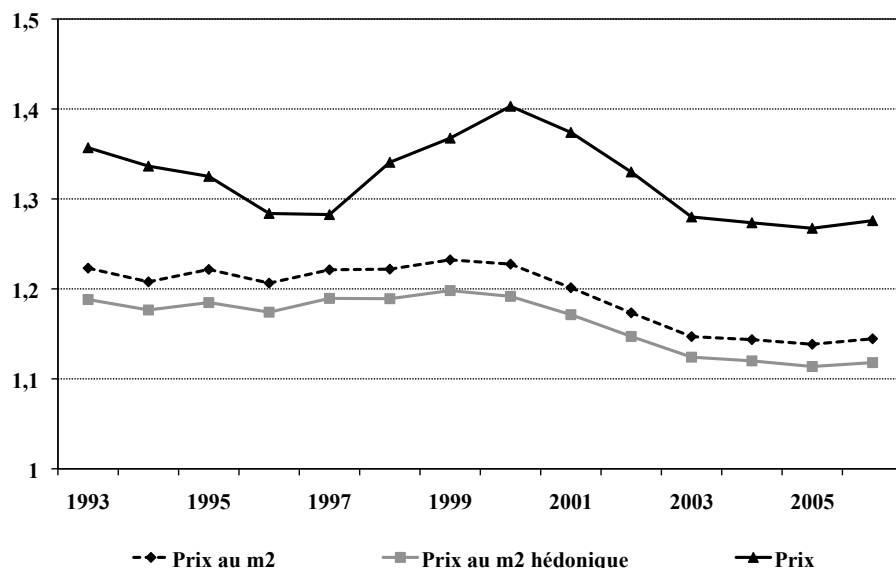
NOTE 2 : Pour une meilleure lisibilité du graphique, les courbes correspondent à des moyennes mobiles d'ordre 3.

Selon le graphique 15, leur part dans les achats de l'ensemble des acheteurs a beaucoup augmenté entre 1993 et 2008, elle est passée de 3 à 9%. En outre, selon le tableau 28, une augmentation de 1 point de % des acheteurs de nationalité étrangère entraîne une augmentation de 0,300% des prix au m² équivalent.

Quel est le lien entre ces deux définitions des acheteurs étrangers ? Nous décomposons les acheteurs en quatre catégories : les français qui résident en France, les français qui résident à l'étranger, les étrangers qui résident en France et les étrangers qui résident à l'étranger. Nous allons considérer que les acheteurs des trois dernières catégories sont tous des "étrangers". Nous cherchons à savoir si ces trois catégories ont joué le même rôle sur les prix de l'immobilier à Paris.

Selon le graphique 17, les acheteurs étrangers qui résident à l'étranger achètent des logements au moins 20% plus chers que la moyenne pour la même surface et la même qualité. En début de période, les français qui résident à l'étranger achetaient des logements 20% plus chers que la moyenne

FIGURE 18 – Prix relatif payé par les acheteurs français résidant à l'étranger. 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

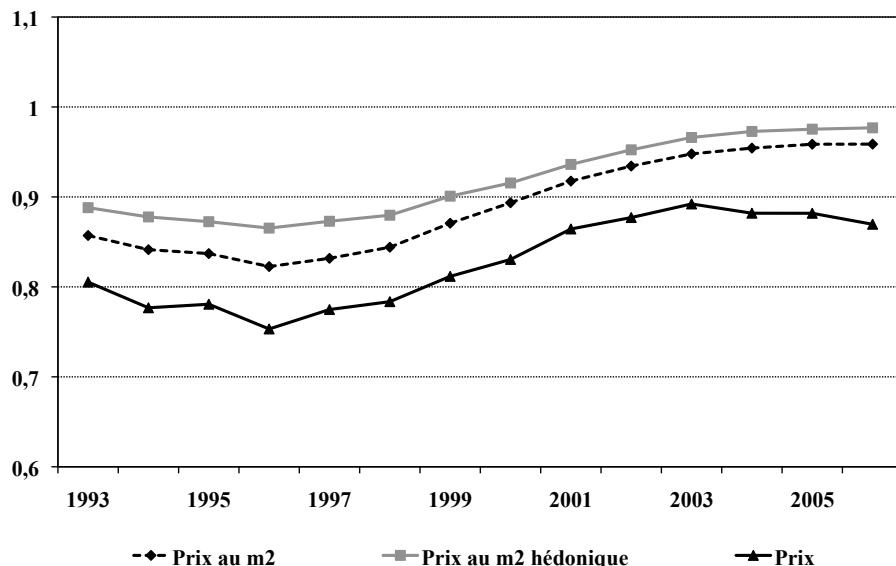
NOTE : La courbe "prix au m²" correspond au prix au m² moyen payé par les acheteurs français résidant à l'étranger divisé par le prix au m² moyen payé par l'ensemble des acheteurs.

NOTE 2 : Pour une meilleure lisibilité du graphique, les courbes correspondent à des moyennes mobiles d'ordre 3.

à surface et qualité égale. Ils achètent maintenant des logements 10% plus chers. Selon le graphique 18, ils achètent des logements plus grands, de meilleure qualité et mieux situés que la moyenne. À contrario, selon le graphique 19, les acheteurs étrangers qui habitent en France achètent des logements plus petits, de moins bonne qualité et moins bien situés que la moyenne. Ce phénomène a néanmoins diminué entre 1993 et 2008. À priori, ce sont donc les acheteurs qui résident à l'étranger, et particulièrement les acheteurs de nationalité étrangère vivant à l'étranger, qui doivent avoir un impact sur les prix.

D'après le graphique 20, la part des achats due aux acheteurs étrangers résidant à l'étranger est passée de 1 à 5% entre 1993 et 2008, celle des français qui résident à l'étranger est passée de 4,6% à 3,2% et celle des étrangers qui résident en France est passée de 2 à 4%. Selon le tableau 29, seuls les acheteurs qui résident à l'étranger ont un impact sur les prix : une augmentation de 1 point de % des étrangers résidant à l'étranger entraîne une augmentation de 0,398% des prix, tandis

FIGURE 19 – Prix relatif payé par les acheteurs étrangers résidant en France. 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

NOTE : La courbe "prix au m²" correspond au prix au m² moyen payé par les acheteurs étrangers résidant en France divisé par le prix au m² moyen payé par l'ensemble des acheteurs.

NOTE 2 : Pour une meilleure lisibilité du graphique, les courbes correspondent à des moyennes mobiles d'ordre 3.

qu'une augmentation de 1 point de % des français résidant à l'étranger entraîne une augmentation de 0,253%. D'après la colonne (5) du tableau 20, les acheteurs étrangers qui résident en France n'ont pas eu d'impact significatif sur les prix¹¹.

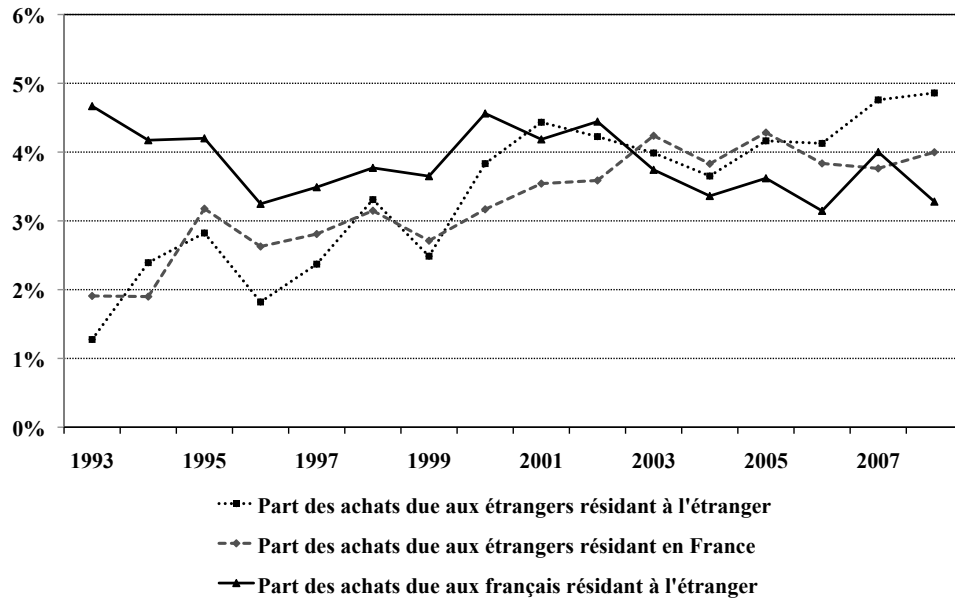
Nous savons maintenant que seuls les étrangers, au sens de "qui résident hors de France", ont eu un impact significatif sur les prix. Ce sont les résidents étrangers de nationalité étrangère qui ont eu le plus fort impact sur les prix.

4.1.1 Impact des acheteurs sur les prix selon leur département de résidence

Si les personnes qui résident à l'étranger ont fait monter les prix, on peut légitimement se demander si les provinciaux qui s'achètent des pied-à-terre à Paris n'ont pas eu aussi un impact sur les prix.

11. Le coefficient pour les acheteurs de nationalité étrangère résidant en France est négatif et significatif dans les régressions des colonnes (1) à (4) parce qu'en moyenne ces acheteurs achètent, à surface et qualité égale, plutôt moins cher que la moyenne. Ce point est démontré par le graphique 19. Le coefficient redevient non significatif lorsque toutes les indicatrices sont ajoutées et que tous les biais sont éliminés.

FIGURE 20 – Part des achats selon le lieu de résidence et la nationalité des acheteurs.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

NOTE : La courbe "Part des achats due aux étrangers résidant à l'étranger " correspond au produit de la part des étrangers résidant à l'étranger parmi l'ensemble des acheteurs et du prix relatif payé par les étrangers résidant à l'étranger.

Nous décomposons les acheteurs en six sous-groupes : les acheteurs qui habitent à Paris, ceux qui habitent en petite couronne, en grande couronne, en province, dans les DOM-TOM et enfin ceux qui habitent à l'étranger. Les acheteurs qui appartiennent aux cinq dernières catégories peuvent tous être considérés comme des étrangers, dans le sens où ils n'habitent pas à Paris. Ces cinq catégories d'acheteurs ont-elles joué le même rôle sur les prix de l'immobilier à Paris ?

On a déjà vu précédemment que la part des achats due aux acheteurs résidant à l'étranger a augmenté, ce que le graphique 21 nous rappelle. C'est la seule de nos cinq catégories. La part dans les achats de chacune de ces quatre autres catégories est soit restée stable, soit a baissé. On s'attend donc à ce que seuls les étrangers aient eu un impact positif sur les prix. Cette prédiction est confirmée par nos régressions. Selon le tableau 32, seuls les acheteurs résidant à l'étranger ont eu impact significatif sur les prix.

TABLE 13 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. Les variables explicatives sont les pourcentages d’acheteurs étrangers résidant ou non en France et le pourcentage d’acheteurs français résidant à l’étranger.

Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif
du logarithme du prix "équivalent" au m² en euros 2008

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| Part des acheteurs de nationalité étrangère résidant à l'étranger | 1,038** (0,118) | 0,595** (0,073) | 0,663** (0,075) | 0,325** (0,078) | 0,398** (0,055) |
| Part des acheteurs de nationalité étrangère résidant en France | -2,537** (0,286) | -1,034** (0,189) | -0,878** (0,198) | -0,633** (0,166) | -0,156 (0,117) |
| Part des acheteurs français résidant à l'étranger | 3,840** (0,235) | 0,848** (0,162) | 0,753** (0,165) | 0,365** (0,139) | 0,253** (0,088) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers administratifs | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,865 | 0,958 | 0,966 | 0,978 | 0,993 |
| Nombre d'observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

NOTE : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

LECTURE : D’après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs de nationalité étrangère résidant à l’étranger de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,398% pour les acheteurs personne physique.

4.1.2 Impact des acheteurs sur les prix selon leur continent d’origine

Nous nous sommes également demandés si les étrangers ont le même impact sur les prix de l’immobilier à Paris quelque soit leur pays d’origine. Nous ne pouvons pas décomposer les acheteurs d’origine étrangère pays par pays, ils ne sont pas suffisamment nombreux. Nous avons donc choisi de décomposer les acheteurs en six groupes selon leur pays d’origine : les acheteurs de nationalité française, les acheteurs dont le pays d’origine est situé en Amérique, en Asie, en Afrique, au Moyen-Orient et en Europe (hors France bien sûr)¹².

12. Pour plus de précisions sur la façon dont les groupes de pays ont été constitués, voir l’Annexe B

TABLE 14 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. Les variables explicatives sont les pourcentages d’acheteurs résidant en petite ou grande couronne, en province, dans les DOM-TOM ou à l’étranger.

Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif
du logarithme du prix ”équivalent” au m² en euros 2008

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|----------|----------|----------|----------|---------|
| Part des acheteurs résidant à l’étranger | 1,470** | 0,525** | 0,610** | 0,252** | 0,378** |
| (Écart-type) | (0,077) | (0,059) | (0,056) | (0,073) | (0,050) |
| Part des acheteurs résidant en province | 1,813** | 0,113 | 0,280* | -0,134 | 0,092 |
| (Écart-type) | (0,171) | (0,114) | (0,118) | (0,098) | (0,066) |
| Part des acheteurs résidant en grande couronne | -0,800** | -0,798** | -0,574** | -0,551** | -0,097 |
| (Écart-type) | (0,287) | (0,173) | (0,177) | (0,140) | (0,092) |
| Part des acheteurs résidant en petite couronne | -1,288** | -0,468** | -0,290* | -0,341** | -0,053 |
| (Écart-type) | (0,207) | (0,129) | (0,134) | (0,103) | (0,069) |
| Part des acheteurs dans les DOM-TOMS | 0,223 | -0,414 | -0,147 | -0,392 | 0,013 |
| (Écart-type) | (0,966) | (0,563) | (0,558) | (0,445) | (0,280) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,867 | 0,959 | 0,966 | 0,978 | 0,993 |
| Nombre d’observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

NOTE : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

LECTURE : D’après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs résidant à l’étranger de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,378% pour les acheteurs personne physique.

TABLE 15 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. Les variables explicatives sont les pourcentages d’acheteurs en provenance d’Amérique, d’Asie, d’Europe (hors France), du Moyen-Orient et d’Afrique.

Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif
du logarithme du prix ”équivalent” au m² en euros 2008

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|----------|----------|----------|----------|---------|
| Part des acheteurs d’Amérique | 4,460** | 1,182** | 1,103** | 0,743** | 0,506** |
| (Écart-type) | (0,404) | (0,235) | (0,258) | (0,205) | (0,166) |
| Part des acheteurs d’Asie | -4,967** | -1,467** | -1,486** | -0,970** | -0,206 |
| (Écart-type) | (0,625) | (0,361) | (0,364) | (0,353) | (0,250) |
| Part des acheteurs d’Europe | 1,357** | 0,428** | 0,499** | 0,248** | 0,343** |
| (Écart-type) | (0,159) | (0,089) | (0,091) | (0,082) | (0,059) |
| Part des acheteurs du Moyen-Orient | 3,518** | 2,126** | 2,255** | -0,574 | 0,014 |
| (Écart-type) | (0,720) | (0,393) | (0,391) | (0,421) | (0,288) |
| Part des acheteurs d’Afrique | -4,454** | -1,812** | -0,742 | -1,757** | -0,140 |
| (Écart-type) | (0,748) | (0,409) | (0,426) | (0,326) | (0,228) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,820 | 0,957 | 0,964 | 0,978 | 0,992 |
| Nombre d’observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

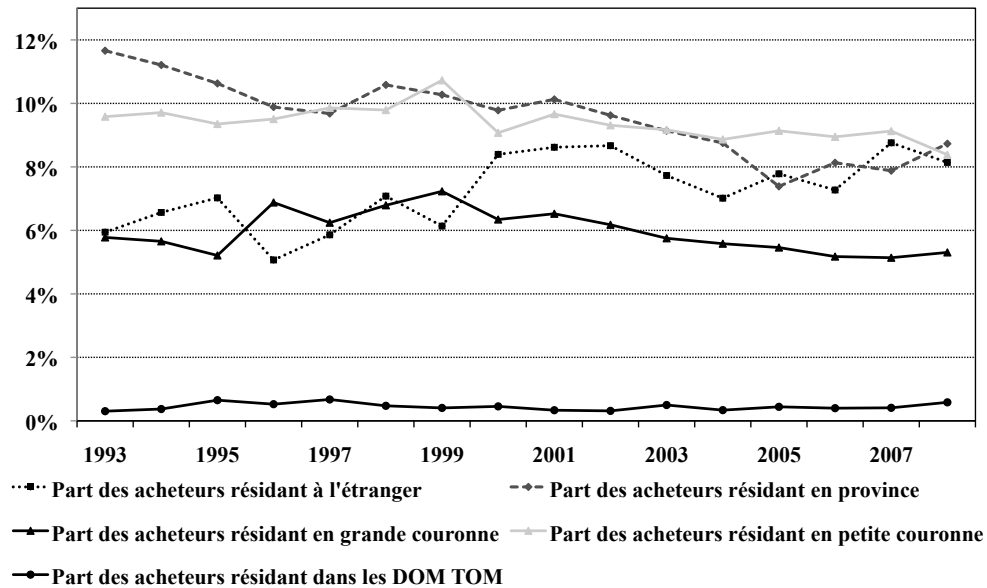
SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

NOTE : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

LECTURE : D’après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs en provenance d’Amérique de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,506% pour les acheteurs personne physique.

FIGURE 21 – Part des achats selon le département de résidence des acheteurs.



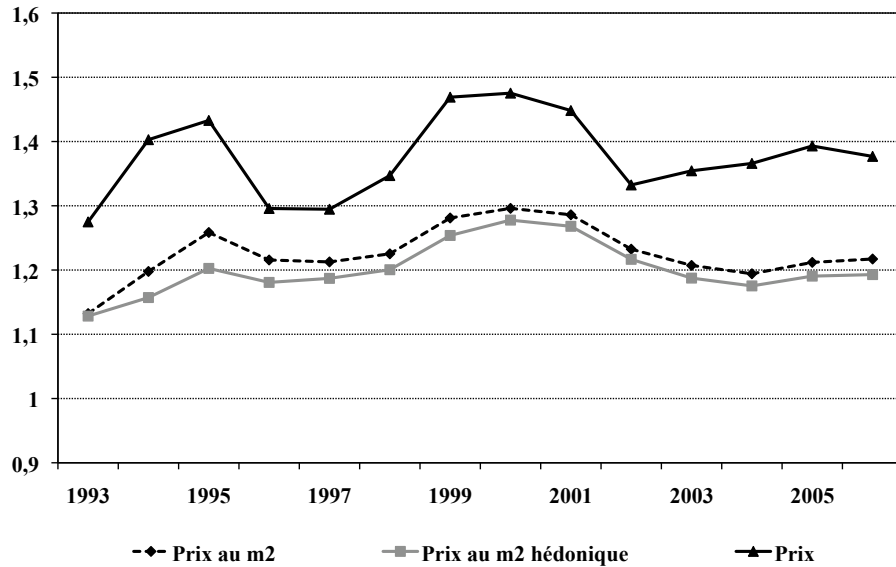
SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

NOTE : La courbe "Part des achats due aux acheteurs résidant à l'étranger" correspond au produit de la part des acheteurs résidant à l'étranger parmi l'ensemble des acheteurs et du prix relatif payé par ces mêmes acheteurs.

Selon les graphiques 22, 23, 24, 25 et 26, les acheteurs en provenance d'Amérique achètent des logements beaucoup plus chers que la moyenne - plus de 30% plus chers. Ils achètent des logements plus grands, de meilleure qualité et mieux situés que la moyenne. Les acheteurs en provenance d'Asie achètent, eux, des logements globalement moins chers que la moyenne - toujours au moins 10% moins chers et jusqu'à 30% moins chers. Ils achètent des logements plus petits, de moins bonne qualité et moins bien situés que la moyenne. Les acheteurs en provenance d'Afrique achètent eux aussi des logements plus petits, de moins bonne qualité et moins bien situés que la moyenne. Cependant, ce phénomène s'est atténué entre 1993 et 2008. En 1993, ces acheteurs achetaient des logements 20% moins chers que la moyenne, alors qu'en 2008, ils ont acheté des logements seulement 10% moins chers que la moyenne. Les acheteurs en provenance du Moyen-Orient achètent des logements beaucoup plus grand que la moyenne¹³, légèrement de meilleure qualité et mieux situés que la moyenne. Les acheteurs en provenance d'Europe - hors France - achètent des logements plus petits que la moyenne mais de meilleure qualité et mieux situés.

13. Le prix relatif est très variable, sans doute à cause du petit nombre de ce type d'acheteurs.

FIGURE 22 – Prix relatif payé par les acheteurs en provenance d'Amérique. 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

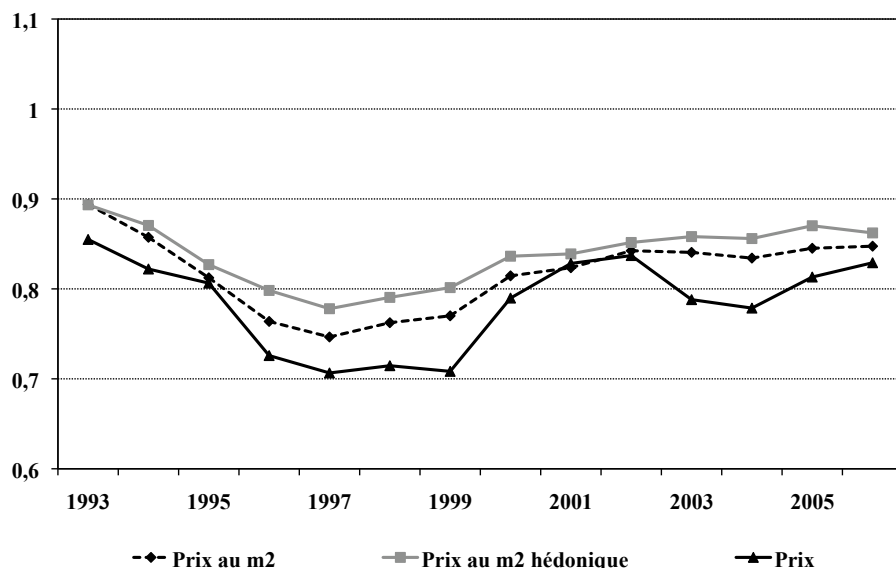
NOTE : La courbe "prix au m²" correspond au prix au m² moyen payé par les acheteurs dont le pays d'origine est situé en Amérique divisé par le prix au m² moyen payé par l'ensemble des acheteurs.

NOTE 2 : Pour une meilleure lisibilité du graphique, les courbes correspondent à des moyennes mobiles d'ordre 3.

Selon les prédictions de la section 3.1, nous nous attendons à ce qu'une augmentation de la proportion d'acheteurs en provenance d'Amérique, d'Europe et du Moyen-Orient ait un impact positif sur les prix. Par contre, nous ne pouvons pas prédire l'impact que peut avoir une augmentation de la proportion d'acheteurs en provenance d'Asie et d'Afrique.

Selon le graphique 27, la part des acheteurs d'Europe dans les achats a beaucoup augmenté sur la période considérée, passant de moins de 2 à plus de 5%. La part des acheteurs d'Amérique dans les achats a elle aussi augmenté, passant de moins de 0,5 à plus de 1% avec un pic à 2%. Les parts des acheteurs d'Afrique, d'Asie, et du Moyen-Orient sont restées plus stables ou ont très légèrement augmenté. Nous nous attendons donc à ce que seuls les acheteurs en provenance d'Amérique et d'Europe aient un impact significatif et positif sur les prix. Cette prédiction est validée par les résultats du tableau 31 : seuls les proportions d'acheteurs en provenance d'Europe et d'Amérique ont eu un impact sur les prix. Une augmentation de 1 point de % des acheteurs en provenance d'Europe (respectivement d'Amérique) fait varier les prix au m² équiva-

FIGURE 23 – Prix relatif payé par les acheteurs en provenance d’Asie. 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l’auteur.

NOTE : La courbe "prix au m²" correspond au prix au m² moyen payé par les acheteurs dont le pays d’origine est situé en Amérique divisé par le prix au m² moyen payé par l’ensemble des acheteurs.

NOTE 2 : Pour une meilleure lisibilité du graphique, les courbes correspondent à des moyennes mobiles d’ordre 3.

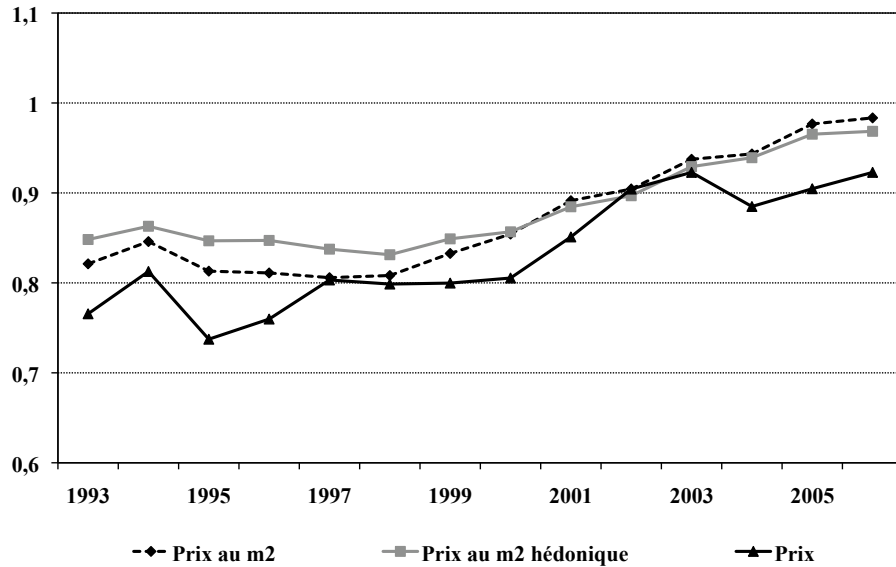
lents de 0,343% (resp. 0,506). Si les acheteurs en provenance d’Amérique ont un impact plus fort, c’est qu’ils achètent des logements très chers. Les acheteurs en provenance du Moyen-Orient, ont un impact positif mais non significatif. C’est le signe d’un problème d’identification : la proportion de ces acheteurs est trop faible et a trop peu augmenté pour que leur impact sur les prix soit détecté.

Seuls les acheteurs européens ou américains ont eu un impact significatif et positif sur les prix.

4.1.3 Impact sur les prix de l’immobilier haut de gamme des acheteurs étrangers

Les acheteurs résidant à l’étranger achètent des logements en moyenne plus chers que l’ensemble des acheteurs. Nous avons vu dans la section 2.3 que l’augmentation de la proportion d’acheteurs étrangers a été d’autant plus forte dans les gammes de prix élevés. Les étrangers ont-ils eu un impact plus fort sur les prix de l’immobilier haut de gamme ?

FIGURE 24 – Prix relatif payé par les acheteurs en provenance d’Afrique. 1993-2008.



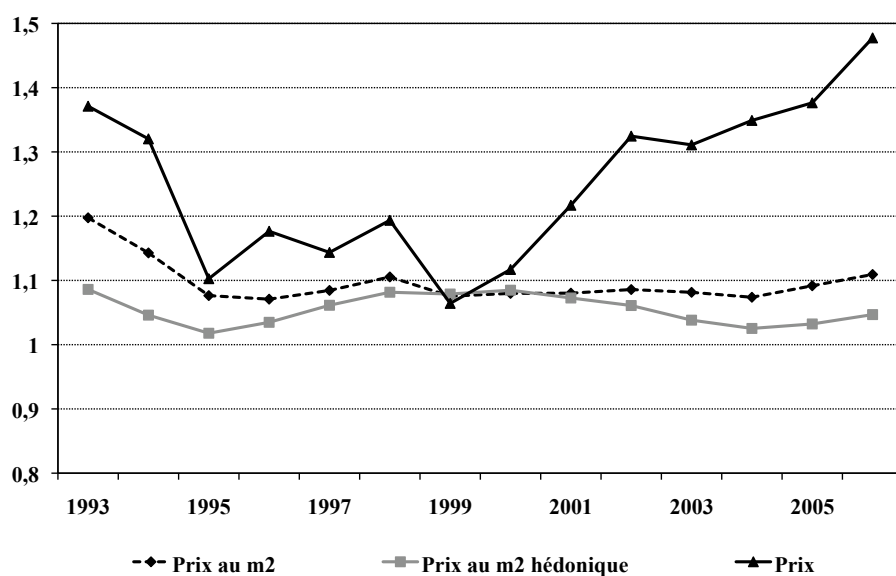
SOURCE : Base BIEN et calcul de l’auteur.

NOTE : La courbe "prix au m²" correspond au prix au m² moyen payé par les acheteurs dont le pays d’origine est situé en Afrique divisé par le prix au m² moyen payé par l’ensemble des acheteurs.

NOTE 2 : Pour une meilleure lisibilité du graphique, les courbes correspondent à des moyennes mobiles d’ordre 3.

Nous avons refait nos régressions en nous restreignant aux 30% de transactions les plus chères. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 30. Seuls les acheteurs étrangers résidant à l’étranger ont eu un impact significatif sur les prix de l’immobilier haut de gamme. Cet impact est plus faible que lorsqu’on considère toutes les transactions : le coefficient est égal à 0,232 contre 0,370. Cela ne nous surprend qu’à moitié. Dans la section 2.3, nous avons vu que, plus les gammes de prix étaient élevées, plus l’augmentation du pourcentage d’acheteurs étrangers avait été forte, et moins l’augmentation des prix de l’immobilier avait, elle, été importante.

FIGURE 25 – Prix relatif payé par les acheteurs en provenance du Moyen-Orient. 1993-2008.

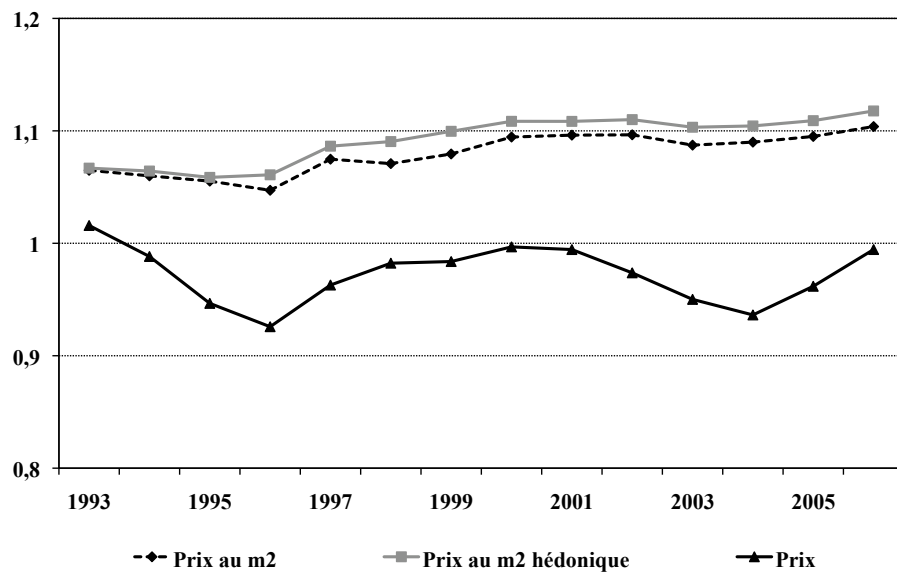


SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

NOTE : La courbe "prix au m²" correspond au prix au m² moyen payé par les acheteurs dont le pays d'origine est situé du Moyen-Orient divisé par le prix au m² moyen payé par l'ensemble des acheteurs.

NOTE 2 : Pour une meilleure lisibilité du graphique, les courbes correspondent à des moyennes mobiles d'ordre 3.

FIGURE 26 – Prix relatif payé par les acheteurs en provenance d'Europe. 1993-2008.

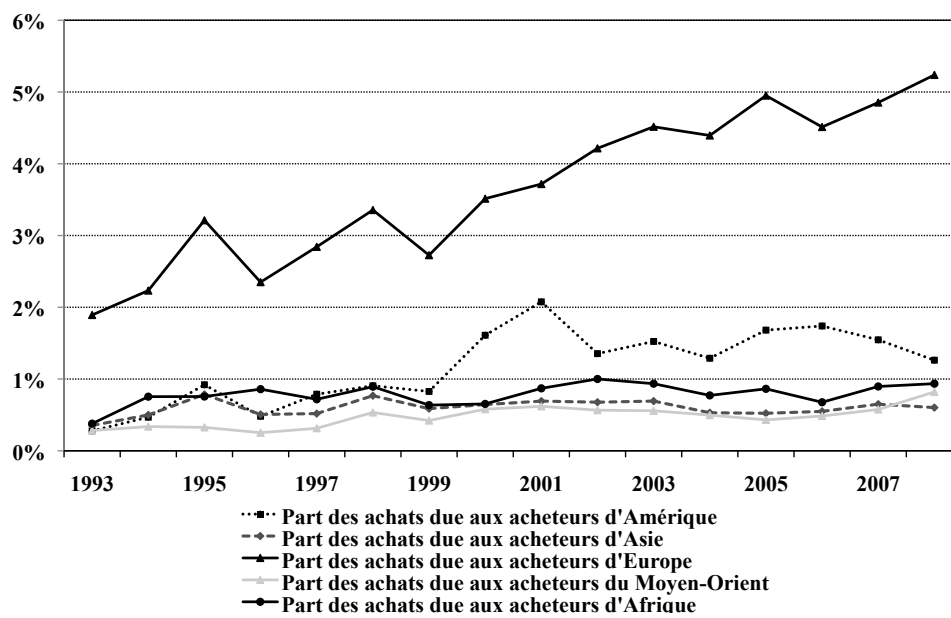


SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

NOTE : La courbe "prix au m²" correspond au prix au m² moyen payé par les acheteurs dont le pays d'origine est situé en Amérique divisé par le prix au m² moyen payé par l'ensemble des acheteurs.

NOTE 2 : Pour une meilleure lisibilité du graphique, les courbes correspondent à des moyennes mobiles d'ordre 3.

FIGURE 27 – Part des achats selon le continent d'origine des acheteurs. 1993-2008.



SOURCE : Base BIEN et calcul de l'auteur.

NOTE : La courbe "Part des achats due aux acheteurs d'Amérique" correspond au produit de la part des acheteurs dont le pays d'origine est situé en Amérique et du prix relatif payé par ces mêmes acheteurs.

TABLE 16 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. La variable explicative est le pourcentage d’acheteurs de nationalité étrangère ou résidant à l’étranger. **On se restreint aux 30% des transactions les plus chères.**

Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif
du logarithme du prix "équivalent" au m² en euros 2008

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Part des acheteurs de nationalité étrangère résidant à l'étranger | 0,702** (0,047) | 0,361** (0,028) | 0,368** (0,027) | 0,251** (0,032) | 0,232** (0,027) |
| Part des acheteurs de nationalité étrangère résidant en France | 0,171 (0,136) | -0,027 (0,072) | -0,002 (0,072) | -0,063 (0,065) | -0,051 (0,054) |
| Part des acheteurs français résidant à l'étranger | 1,105** (0,089) | 0,194** (0,051) | 0,197** (0,052) | 0,086 (0,048) | 0,069 (0,040) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,928 | 0,981 | 0,985 | 0,987 | 0,993 |
| Nombre d'observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

*NOTE : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.*

NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

NOTE 3 : Pour définir les 30% de transactions les plus chères, la définition de prix utilisée est le prix au m² hédonique.

LECTURE : D'après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs de nationalité étrangère résidant à l'étranger parmi les acheteurs des 30% des transactions les plus chères de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,232% pour ces mêmes transactions.

Selon nos estimations, la proportion d'acheteurs étrangers a bien un impact significatif et positif sur les prix de l'immobilier. Une augmentation d'un point de % de la proportion d'acheteurs étrangers entraîne une augmentation d'environ 0,370% des prix de l'immobilier.

Parmi les étrangers, nous distinguons les personnes qui résident à l'étranger, qu'ils soient français ou de nationalité étrangère, et les personnes qui vivent en France mais qui ne sont pas de nationalité française. Selon nos estimations, ce sont les personnes qui résident à l'étranger qui ont eu un impact significatif sur les prix de l'immobilier, les étrangers vivant en France, ont eu, eux, un impact non significatif sur les prix.

Les personnes qui vivent en province ou dans la petite ou la grande couronne et qui ont acheté un pied-à-terre à Paris, ont eu, eux aussi, un impact non significatif sur les prix.

Ce sont en particulier les acheteurs d'origine européenne ou américaine qui ont eu un impact significatif et positif sur les prix.

Enfin, les étrangers ont bien eu un impact positif et significatif sur les prix de l'immobilier haut de gamme, mais cet impact a été plus faible que leur impact global sur les prix. Une augmentation d'un point de % de la proportion d'acheteurs étrangers dans le secteur de l'immobilier haut de gamme entraîne une augmentation de 0,232% des prix de ce secteur.

5 Critiques et pistes d'améliorations

Dans cette section, nous discutons la robustesse de nos résultats puis nous estimons l'impact global qu'ont eu les acheteurs étrangers sur les prix de l'immobilier à Paris.

5.1 Robustesse des résultats

Nous avons d'abord testé la robustesse de nos estimations en prenant une définition alternative de nos variables explicatives : on pourrait en effet objecter qu'il ne suffit pas de considérer le pourcentage d'acheteurs étrangers mais qu'il faut aussi prendre en compte le pourcentage de vendeurs étrangers. Nous avons donc refait toutes nos régressions en prenant comme variable explicative non plus le pourcentage d'acheteurs étrangers mais la différence entre le pourcentage d'acheteurs étrangers et le pourcentage de vendeurs étrangers. Les résultats que nous obtenons sont très similaires à ceux que nous avons présenté dans la section précédente. Ils sont tous disponibles dans l'annexe D.1.

Nous avons ensuite refait toutes nos régressions en n'excluant plus les transactions où l'acheteur est soit une SCI soit de type inconnu. Les résultats sont disponibles dans l'annexe D.2. Les résultats sont là aussi très similaires à ceux de la section précédente.

5.2 Impact global des étrangers sur les prix de l'immobilier

Nous cherchons à calculer une borne maximale de l'impact que les étrangers ont eu sur les prix de l'immobilier à Paris. L'ensemble des acheteurs est divisé en cinq catégories : les acheteurs qui résident en France et qui sont français, les acheteurs de type inconnu, les acheteurs qui résident à l'étranger et qui sont français, les acheteurs qui résident à l'étranger et qui ne sont pas français et les acheteurs qui résident en France et qui ne sont pas français. Les trois dernières catégories correspondent à des acheteurs "étrangers". Les acheteur de type inconnu sont les acheteurs dont soit la nationalité, soit le lieu de résidence, soit la qualité (particulier, SCI, marchand de bien..) est inconnu¹⁴

14. Pour faire ce calcul, nous avons donc gardé toutes les transactions et pas seulement celles dont l'acheteur est un particulier.

TABLE 17 – Impact des étrangers sur les prix. 1993-2008.

| Part des achats | Type d'acheteurs | | | |
|--|------------------|------------------------|---------------------|-----------------------|
| | Année | Étrangers à l'étranger | Étrangers en France | Français à l'étranger |
| 1993 | 1,0% | 1,9% | 2,8% | 18,8% |
| 1994 | 1,5% | 2,2% | 2,8% | 13,6% |
| 1995 | 1,8% | 3,4% | 2,6% | 11,5% |
| 1996 | 1,5% | 3,2% | 2,3% | 9,4% |
| 1997 | 1,9% | 3,3% | 2,5% | 9,8% |
| 1998 | 2,3% | 3,8% | 2,6% | 9,2% |
| 1999 | 1,8% | 3,1% | 2,6% | 9,4% |
| 2000 | 2,8% | 3,7% | 2,9% | 8,6% |
| 2001 | 3,3% | 3,9% | 2,8% | 7,3% |
| 2002 | 3,0% | 3,9% | 3,0% | 8,7% |
| 2003 | 2,9% | 4,2% | 2,4% | 13,3% |
| 2004 | 2,8% | 3,8% | 2,3% | 12,5% |
| 2006 | 3,2% | 3,9% | 2,1% | 11,6% |
| 2008 | 3,3% | 3,9% | 2,3% | 11,5% |
| Variation (en points de %) entre 1993 et 2008 : | | | | |
| | 3,1% | 1,9% | -0,7% | -10,5% |
| Ce qui entraîne au grand maximum une augmentation des prix de (en %) : | | | | |
| | 1,1% | 0,7% | 0,0% | 0,0% |
| L'augmentation des prix a été de 150 en euros courants et de 100% en euros constants. Les étrangers sont responsables au plus d'une augmentation des prix de moins de 2%, soit 1/50 de cette hausse. | | | | |

SOURCE : Base BIEN - Calcul de l'auteur.

NOTE : Les acheteur de type inconnu sont les acheteurs dont soit la nationalité, soit le lieu de résidence, soit la qualité (particulier, SCI, marchand de bien) est inconnu. Tous les acheteurs de type inconnu sont considérés comme étrangers.

Nous nous plaçons dans un scénario extrême, peu réaliste. Nous considérons qu'une augmentation de la proportion d'étrangers (quelque soit la définition que l'on donnera au terme "étranger") entraîne une augmentation de 0,370% des prix. Le coefficient 0,370 est une borne maximale des coefficients obtenus dans nos régressions lorsque toutes les indicatrices sont incluses. Nous considérons que les trois catégories d'étrangers peuvent avoir un impact sur les prix. Nous ne tenons donc pas compte de nos résultats antérieurs : nous avons vu que les acheteurs étrangers résidant en France ont eu un impact non significatif sur les prix. Nous allons même jusqu'à considérer que tous les acheteurs de type inconnu sont des étrangers. Nous avons donc quatre catégories d'étrangers.

TABLE 18 – Impact des étrangers sur les prix des 30% de transactions les plus chères. 1993-2008.

| Année | Type d'acheteurs | | | |
|---|------------------------|---------------------|-----------------------|--------------|
| | Étrangers à l'étranger | Étrangers en France | Français à l'étranger | Type inconnu |
| 1993 | 1,6% | 1,5% | 4,4% | 20,1% |
| 1994 | 2,7% | 1,4% | 4,8% | 15,5% |
| 1995 | 3,3% | 2,0% | 4,4% | 13,4% |
| 1996 | 2,5% | 1,7% | 3,6% | 10,7% |
| 1997 | 3,7% | 1,8% | 4,2% | 11,7% |
| 1998 | 4,2% | 2,0% | 4,3% | 10,7% |
| 1999 | 3,3% | 1,9% | 4,5% | 11,2% |
| 2000 | 5,5% | 2,6% | 5,0% | 9,3% |
| 2001 | 6,1% | 3,0% | 4,9% | 8,7% |
| 2002 | 5,8% | 3,2% | 5,2% | 9,1% |
| 2003 | 5,4% | 3,6% | 3,8% | 14,0% |
| 2004 | 5,5% | 3,5% | 3,7% | 12,8% |
| 2006 | 6,6% | 3,9% | 3,5% | 12,9% |
| 2008 | 7,0% | 3,0% | 3,8% | 11,1% |
| Variation (en points de %) entre 1993 et 2008 : | | | | |
| | 5,7% | 1,8% | -0,7% | -13,2% |
| Ce qui entraîne au grand maximum une augmentation des prix de (en %) : | | | | |
| | 1,3% | 0,4% | 0,0% | 0,0% |
| L'augmentation des prix a été de 145 en euros courants et de 90% en euros constants. Les étrangers sont responsables au plus d'une augmentation des prix de moins de 2%, soit moins d'1/50 de cette hausse. | | | | |

SOURCE : Base BIEN - Calcul de l'auteur.

NOTE : Les acheteur de type inconnu sont les acheteurs dont soit la nationalité, soit le lieu de résidence, soit la qualité (particulier, SCI, marchand de bien) est inconnu. Tous les acheteurs de type inconnu sont considérés comme étrangers.

Lorsque que la proportion d'une de ces catégories a augmenté entre 1993 et 2008, nous calculons l'impact que cela a eu sur les prix. Lorsque la proportion d'une de ces catégorie a baissé, nous considérons que l'impact de cette dernière sur les prix a été nul. L'impact global est la somme de tous ces impacts. Ces calculs sont résumés dans le tableau 17.

Les étrangers sont donc responsables d'au plus 1/50 de la hausse des prix qui a eu lieu à Paris entre 1993 et 2008. Leur rôle a donc été négligeable.

Nous appliquons le même raisonnement à l'immobilier haut de gamme, c'est-à-dire aux 30% de transactions les plus chères. Nos calculs sont résumés dans le tableau 18. Le coefficient que nous

prenons n'est plus égal à 0,370 mais à 0,232. Selon le tableau 18, les étrangers sont responsables tout au plus d' $1/50$ de la hausse des prix de l'immobilier haut de gamme. Là encore, leur rôle a été négligeable.

Selon nos estimations, une augmentation de la proportion d'acheteurs étrangers d'un point de 1% se traduit par une augmentation des prix de 0,37%. Si l'on suppose que l'offre de logements à Paris est fixe, on en déduit que l'élasticité-prix au logement est environ égale à 2,7. Cette valeur est élevée comparée aux estimations de [13] et [10]. Albert Saiz a estimé l'impact de l'immigration sur les prix des logements et sur les loyers dans les grandes villes des Etats-Unis [13] : un flot d'immigration équivalent à 1% de la population initiale entraîne une augmentation des loyers de 1% et également une augmentation des prix des logements de 3%. Dans [10], Gianmarco I.P. Ottaviano et Giovanni Peri ont étudié l'effet de l'immigration sur le marché du travail et le marché immobilier en utilisant des données américaine. Selon leurs estimations, l'élasticité des loyers au flux d'immigration est proche de 0,7 et l'élasticité des prix des logements à l'immigration est comprise entre 1 et 2.

Selon ces deux articles, l'élasticité-prix au logement dans les villes américaines est comprise entre 0,3 et 1. Il semble donc que l'élasticité-prix au logement soit très élevée à Paris intramuros, ce qui peut peut-être s'expliquer par l'existence d'un bien de substitution très proche et relativement moins cher : les logements en petite couronne. Cette forte élasticité-prix explique en partie le faible impact qu'ont eu les acheteurs étrangers sur les prix à Paris. Si l'élasticité-prix au logement à Paris était similaire à celles des villes américaines (0,3 à 1), l'augmentation de la proportion d'acheteurs étrangers aurait entraîné une augmentation des prix de 5 à 15%, soit 5% à 15% de la hausse qui a eu lieu. Pour que l'augmentation de la proportion d'acheteurs étrangers ait été responsable de la moitié de la hausse qui a eu lieu (soit une augmentation de 50%), il aurait fallu que l'élasticité-prix au logement soit égale à 0,1 à Paris. Il aurait donc fallu que l'élasticité-prix au logement soit 27 fois inférieure à sa valeur estimée.

6 Conclusion

Les étrangers ne sont pas responsables de la forte hausse des prix de l'immobilier à Paris. Nos régressions prouvent qu'une augmentation de la proportion d'acheteurs étrangers a bien un impact positif et significatif sur les prix. Plus précisément, une augmentation d'un point de % de la proportion d'acheteurs étrangers entraîne une variation des prix de 0,370%. Ce sont surtout les acheteurs qui résident à l'étranger qui ont un impact positif et significatif sur les prix plutôt que les acheteurs de nationalité étrangère qui vivent en France. En effet, les acheteurs qui résident à l'étranger ont tendance à acheter des logements au moins 20% plus chers que l'ensemble des acheteurs alors que les acheteurs de nationalité étrangère qui vivent en France, ont eux plutôt tendance à acheter des logements moins chers que l'ensemble des acheteurs.

Les provinciaux ou habitants de la petite ou grande couronne n'ont eu aucun impact sur les prix de l'immobilier à Paris sur la période considérée. La raison en est simple : leur proportion est restée très stable. Seuls les acheteurs résidant à l'étranger ont eu un impact sur les prix car leur proportion a augmenté entre 1993 et 2008.

L'impact des étrangers sur les prix de l'immobilier haut de gamme est plus faible que leur impact sur l'ensemble des transactions. Une augmentation d'un point de % de la proportion d'acheteurs étrangers dans le secteur de l'immobilier haut de gamme entraîne une variation des prix de ce secteur de 0,232%.

La proportion d'acheteurs étrangers a bien eu une influence sur les prix de l'immobilier à Paris. Néanmoins, l'impact des acheteurs étrangers sur les prix a été négligeable comparé à la hausse qui a eu lieu car les étrangers ne sont tout simplement pas assez nombreux. Ils ont beau acheter des logements jusqu'à 30% plus chers que le reste des acheteurs, ils sont en nombre insuffisant pour entraîner des augmentations substantielles des prix. Ils ne sont responsables que d'1/50 de la hausse qui a eu lieu. Autant dire que leur impact global a été négligeable..

Références

- [1] Klaus Adam, Pei Kuang, and Albert Marcet. House price booms and the current account. In *NBER Macroeconomics Annual 2011, Volume 26*, NBER Chapters. National Bureau of Economic Research, Inc, 2011.
- [2] Christian Gourièreux Anne Laferrère Alain David, François Dubujet. *Les indices de prix des logements anciens*, volume 98. Insee Méthode, 2002.
- [3] David Card. The impact of the mariel boatlift on the miami labor market. Working Paper 3069, National Bureau of Economic Research, August 1989.
- [4] David Card and John E. DiNardo. Do immigrant inflows lead to native outflows? Working Paper 7578, National Bureau of Economic Research, March 2000.
- [5] David E. Card. Immigrant inflows, native outflows, and the local labor market impacts of higher immigration. *Journal of Labor Economics*, 19(1) :22–64, 2001.
- [6] Gabrielle Fack. *Formation des Inégalités, Politiques du Logement et Ségrégation résidentielle*. PhD thesis, École des Hautes Études en Sciences Sociales, 2007.
- [7] Libertad Gonzalez and Francesc Ortega. Immigration and housing booms : Evidence from spain. CReAM Discussion Paper Series 0919, Centre for Research and Analysis of Migration (CReAM), Department of Economics, University College London, July 2009.
- [8] Erica Greulich, John M. Quigley, and Steven Raphael. The anatomy of rent burdens : Immigration, growth and rental housing. Berkeley program on housing and urban policy, working paper series, Berkeley Program on Housing and Urban Policy, 2005.
- [9] Gianmarco I.P. Ottaviano and Giovanni Peri. Rethinking the gains from immigration : Theory and evidence from the u.s. NBER Working Papers 11672, National Bureau of Economic Research, Inc, 2005.
- [10] Gianmarco Ireo Paolo Ottaviano and Giovanni Peri. The effects of immigration on us wages and rents : A general equilibrium approach. CEPR Discussion Papers 6551, C.E.P.R. Discussion Papers, November 2007.
- [11] Albert Saiz. Immigration and housing rents in american cities. Technical report, 2003.

- [12] Albert Saiz. Room in the kitchen for the melting pot : Immigration and rental prices. *The Review of Economics and Statistics*, 85(3) :502–521, 05 2003.
- [13] Albert Saiz. Immigration and housing rents in american cities. IZA Discussion Papers 2189, Institute for the Study of Labor (IZA), 2006.

A Prix moyen des appartements vendus par catégorie de prix

TABLE 19 – Prix moyen des appartements vendus par décile de prix. 1993-2008.

| Année | Prix moyen des appartements vendus selon la catégorie de prix (en euros courants) | | | | | | |
|-------|---|---------|---------|---------|---------|-----------|-----------|
| | Ensemble | D1 | D1-D3 | D4-D7 | D8-D10 | D10 | C100 |
| 1993 | 150 129 | 37 239 | 54 567 | 111 987 | 300 303 | 477 182 | 1 029 896 |
| 1994 | 157 645 | 38 519 | 54 922 | 115 083 | 322 907 | 509 817 | 1 010 748 |
| 1995 | 148 497 | 35 487 | 50 586 | 107 869 | 301 564 | 476 837 | 946 742 |
| 1996 | 142 064 | 34 763 | 49 747 | 105 962 | 286 033 | 447 441 | 860 625 |
| 1997 | 139 786 | 32 325 | 47 980 | 104 061 | 280 615 | 439 130 | 857 042 |
| 1998 | 140 921 | 31 491 | 46 611 | 101 839 | 287 523 | 457 233 | 909 075 |
| 1999 | 148 075 | 33 418 | 48 923 | 106 538 | 303 292 | 484 674 | 981 542 |
| 2000 | 169 203 | 36 034 | 52 874 | 117 926 | 356 964 | 587 045 | 1 226 557 |
| 2001 | 178 832 | 38 369 | 56 936 | 125 888 | 371 993 | 610 012 | 1 335 978 |
| 2002 | 195 527 | 42 556 | 64 065 | 141 564 | 399 039 | 642 024 | 1 410 443 |
| 2003 | 223 955 | 51 495 | 76 548 | 165 320 | 450 583 | 713 041 | 1 450 896 |
| 2004 | 255 754 | 62 131 | 91 618 | 193 188 | 505 667 | 785 736 | 1 517 638 |
| 2005 | 296 779 | 81 928 | 114 687 | 228 432 | 572 614 | 871 318 | 1 657 510 |
| 2006 | 322 165 | 82 010 | 118 147 | 245 262 | 630 405 | 979 513 | 1 940 711 |
| 2007 | 354 073 | 103 168 | 141 183 | 271 481 | 679 111 | 1 052 795 | 2 000 609 |
| 2008 | 378 306 | 106 948 | 147 477 | 284 775 | 738 466 | 1 170 650 | 2 461 276 |

SOURCE : Base BIEN - Calcul de l'auteur.

NOTE : D1 correspond aux 10% de transactions les moins chères. D1-D3 correspond aux 30% de transactions les moins chères. C100 correspond aux 1% de transactions les plus chères.

NOTE 2 : La définition de prix utilisée pour classer les transactions est le prix brut.

LECTURE : En 1993, le prix moyen des appartements vendus était égal à 150 129 euros. Le prix moyen des 10% d'appartements les moins chers était égal à 37 239 euros.

B Définition des groupes de pays

Europe : Albanie, Allemagne, Andorre, Autriche, Belgique, Bielorussie, Bosnie-herzegovine, Bouvet (ile), Bulgarie, Croatie, Danemark, Espagne, Estonie, Ex-republique yougoslave de macedoine, Feroe (iles), Finlande, Gibraltar, Grece, Guernesey, Hongrie, Irlande, ou eire, Islande, Italie, Jersey, Kosovo, Lettonie, Liechtenstein, Lituanie, Luxembourg, Malte, Man (ile), Moldavie, Monaco, Montenegro, Norvege, Pays-bas, Pologne, Portugal, Republique democratique allemande, Republique federale d'Allemagne, Roumanie, Royaume-uni, Russie, Saint-marin, Serbie, Slovaquie, Slovenie, Suede, Suisse, Svalbard et ile Jan Mayen, Tchécoslovaquie, Tchéquie (republique), Turquie d'Europe, Ukraine, Vatican, ou saint-siège.

Afrique : Amérique : Alaska, Anguilla, Antigua-et-barbuda, Antilles néerlandaises, Argentine, Aruba, Bahamas, Barbade, Belize, Bermudes, Bolivie, Brésil, Caïmanes (iles), Canada, Chili, Colombie, Costa Rica, Cuba, Dominicaine (republique), Dominique, El Salvador, Equateur, États-unis, Georgie du sud et les îles Sandwich du sud, Grenade, Groenland, Guatemala, Guyana, Haïti, Honduras, Jamaïque, Labrador, Malouines, ou Falkland (iles), Mexique, Montserrat, Nicaragua, Panama, Paraguay, Pérou, Porto Rico, Saint-Christophe-et-Nièves, Sainte-Lucie, Saint-Vincent-et-les Grenadines, Suriname, Terr. des États-unis d'Amérique en Amérique, Terr. du Royaume-uni dans l'Atlantique sud, Terre-neuve, Territoire des Pays-bas, Territoires du Royaume-uni aux Antilles, Trinité-et-tobago, Turks et Caïques (iles), Uruguay, Venezuela, Vierges britanniques (iles), Vierges des États-unis (iles), Australie, Christmas (ile), Cocos ou Keeling (iles), Cook (iles), Fidji, Guam, Hawaï (iles), Heard et Macdonald (iles), Kiribati, Mariannes du nord (iles), Marshall (iles), Micronésie (États fédérés de), Nauru, Niue, Norfolk (ile), Nouvelle-Zélande, Palaos (iles), Papouasie-Nouvelle-Guinée, Pitcairn (ile), Salomon (iles), Samoa américaines, Samoa occidentales, Terr. des États-unis d'Amérique en Océanie, Tokelau, Tonga, Tuvalu, Vanuatu.

Asie : Afghanistan, Arménie, Azerbaïdjan, Bangladesh, Bhoutan, Birmanie, Brunei, Cambodge, Chine, Corée, Corée (republique de), Corée (republique populaire démocratique de), États malais non fédérés, Georgie, Goa, Hong-kong, Inde, Indonésie, Japon, Kamtchatka, Kazakhstan, Kirghizistan, Laos, Macao, Malaisie, Maldives, Mandchourie, Mongolie, Népal, Ouzbékistan, Pakistan, Palestine, Philippines, Possessions britanniques au Proche-Orient, Sibérie, Singapour, Sri Lanka, Tadjikistan, Taïwan, Thaïlande, Timor oriental, Turkestan russe, Turkménistan, Vietnam, Viet-

nam du nord, Vietnam du sud.

Moyen-Orient : Arabie saoudite, Bahrein, Chypre, Egypte, Emirats arabes unis, Iran, Iraq, Israel, Jordanie, Koweït, Liban, Oman, Qatar, Syrie, Turquie, Yemen, Yemen democratique, Yemen (republique arabe du).

Afrique : Acores, madere, Afrique du sud, Algerie, Angola, Benin, Botswana, Burkina, Burundi, Cameroun, Cameroun et togo, Canaries (iles), Cap-vert, Centrafricaine (republique), Comores, Congo, Congo (republique democratique), Cote d'ivoire, Djibouti, Erythree, Ethiopie, Gabon, Gambie, Ghana, Guinee, Guinee equatoriale, Guinee-bissau, Iles portugaises de l'ocean indien, Kenya, Lesotho, Liberia, Libye, Madagascar, Malawi, Mali, Maroc, Maurice, Mauritanie, Mozambique, Namibie, Niger, Nigeria, Ocean indien (territoire britannique de l'), Ouganda, Presides, Provinces espagnoles d'afrique, Rwanda, Sahara occidental, Sainte-hélène, ascension et tristan da cunh, Sao tome-et-principe, Senegal, Seychelles, Sierra leone, Somalie, Soudan, Soudan anglo-egyptien, kenya, ouganda, Swaziland, Tanger, Tanzanie, Tchad, Togo, Tunisie, Zambie, Zanzibar, Zimbabwe.

C Exemple de régression hédonique

TABLE 20 – Régression hédonique pour le XV^e arrondissement. Période : 1993 à 2008.

| Variable dépendante : logarithme du prix au m ² ⁽¹⁾ | | |
|---|-------------|--------------|
| Variable | Coefficient | (Écart-type) |
| Constante | 8,702 | (0,005) |
| Époque de construction | | |
| Inconnue | 0,061 | (0,003) |
| Avant 1850 | -0,004 | (0,010) |
| 1850-1913 | ref | |
| 1914-1947 | 0,016 | (0,002) |
| 1948-1969 | 0,046 | (0,003) |
| 1970-1980 | 0,103 | (0,003) |
| Après 1981 | 0,335 | (0,004) |
| Salle de bains | | |
| Pas de salle de bains | -0,115 | (0,002) |
| Une salle de bains | ref | |
| Deux salles de bains ou plus | 0,014 | (0,004) |
| Garage | | |
| Pas de garage | ref | |
| Un garage | 0,128 | (0,003) |
| Deux garages ou plus | 0,186 | (0,007) |
| Étage | | |
| Rez-de-chaussée | ref | |
| Premier étage | -0,042 | (0,003) |
| Deuxième étage | -0,000 | (0,003) |
| Troisième étage | 0,003 | (0,003) |
| Quatrième étage ou plus avec ascenseur | 0,022 | (0,002) |
| Quatrième étage ou plus sans ascenseur | -0,015 | (0,006) |
| Nombre de pièces | | |
| Une | -0,004 | (0,002) |
| Deux | ref | |
| Trois | 0,024 | (0,002) |
| Quatre | 0,041 | (0,003) |
| Cinq ou plus | 0,024 | (0,005) |
| Taille des pièces | | |
| Petite | 0,019 | (0,002) |
| Moyenne | ref | |
| Grande | -0,023 | (0,002) |
| Quartiers administratifs | | |
| Saint-Lambert | ref | |
| Grenelle | 0,093 | (0,002) |
| Necker | 0,095 | (0,002) |
| Javel | 0,031 | (0,002) |
| Chambre de service | 0,151 | (0,007) |

⁽¹⁾ La régression comprend des effets fixes temporelles et trimestrielles.

D Robustesse des résultats

D.1 Régressions avec pour variable explicative le pourcentage d'acheteurs étrangers net du pourcentage de vendeurs étrangers

TABLE 21 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. La variable explicative est le pourcentage d'acheteurs - net du pourcentage de vendeurs - résidant à l'étranger.

Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif
du logarithme du prix "équivalent" au m² en euros 2008

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- résidant à l'étranger | 2,303** (0,108) | 0,663** (0,069) | 0,693** (0,068) | 0,341** (0,062) | 0,309** (0,038) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,775 | 0,954 | 0,961 | 0,977 | 0,993 |
| Nombre d'observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

NOTE : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

LECTURE : D'après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs nette des vendeurs résidant à l'étranger de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,370% pour les acheteurs personne physique.

TABLE 22 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. La variable explicative est le pourcentage d’acheteurs - net du pourcentage de vendeurs - de nationalité étrangère.

Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif
du logarithme du prix "équivalent" au m² en euros 2008

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- de nationalité étrangère | 2,138** (0,168) | 0,556** (0,081) | 0,690** (0,083) | 0,224** (0,070) | 0,324** (0,046) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,693 | 0,951 | 0,959 | 0,976 | 0,992 |
| Nombre d’observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

NOTE : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

LECTURE : D’après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs de nationalité étrangère parmi les acheteurs personnes physiques résidant à l’étranger de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,300% pour les acheteurs personne physique.

TABLE 23 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. Les variables explicatives sont les pourcentages d’acheteurs - nets des vendeurs - étrangers résidant ou non en France et le pourcentage d’acheteurs français résidant à l’étranger.

| Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif du logarithme du prix "équivalent" au m ² en euros 2008 | | | | | |
|---|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- de nationalité étrangère résidant à l'étranger | 2,134** (0,162) | 0,805** (0,087) | 0,840** (0,087) | 0,424** (0,077) | 0,399** (0,049) |
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- de nationalité étrangère résidant en France | -1,628** (0,375) | -0,568** (0,187) | -0,205 (0,202) | -0,436** (0,143) | 0,047 (0,097) |
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- français résidant à l'étranger | 2,801** (0,292) | 0,320* (0,148) | 0,366* (0,152) | 0,126 (0,111) | 0,166* (0,069) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,782 | 0,955 | 0,961 | 0,978 | 0,993 |
| Nombre d'observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

NOTE : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

LECTURE : D’après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs nette des vendeurs de nationalité étrangère résidant à l’étranger de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,398% pour les acheteurs personne physique.

TABLE 24 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. La variable explicative est le pourcentage d'acheteurs - net des vendeurs - résidant à l'étranger ou de nationalité étrangère. **On se restreint aux 30% des transactions les plus chères.**

Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif
du logarithme du prix "équivalent" au m² en euros 2008

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- de nationalité étrangère résidant à l'étranger | 0,923** (0,060) | 0,380** (0,031) | 0,379** (0,030) | 0,252** (0,030) | 0,214** (0,024) |
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- de nationalité étrangère résidant en France | 0,396** (0,125) | -0,000 (0,056) | 0,081 (0,057) | -0,063 (0,047) | 0,000 (0,039) |
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- français résidant à l'étranger | 0,749** (0,098) | 0,084 (0,045) | 0,093* (0,047) | 0,051 (0,039) | 0,052 (0,032) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,898 | 0,980 | 0,983 | 0,987 | 0,993 |
| Nombre d'observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

*NOTE : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.*

NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

NOTE 3 : Pour définir les 30% de transactions les plus chères, la définition de prix utilisée est le prix au m² hédonique.

LECTURE : D'après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs nette des vendeurs de nationalité étrangère résidant à l'étranger parmi les acheteurs des 30% des transactions les plus chères de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,232% pour ces mêmes transactions.

TABLE 25 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. Les variables explicatives sont les pourcentages d’acheteurs nets des vendeurs en provenance d’Amérique, d’Asie, d’Europe (hors France), du Moyen-Orient et d’Afrique.

Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif
du logarithme du prix "équivalent" au m² en euros 2008

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- d’Amérique | 5,072** (0,478) | 1,304** (0,248) | 0,956** (0,280) | 1,038** (0,196) | 0,451** (0,150) |
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- d’Asie | -5,927** (0,639) | -1,272** (0,334) | -1,105** (0,345) | -0,665* (0,277) | 0,023 (0,192) |
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- d’Europe | 1,951** (0,177) | 0,558** (0,092) | 0,654** (0,094) | 0,299** (0,077) | 0,349** (0,052) |
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- du Moyen-Orient | 2,760** (1,004) | 2,214** (0,477) | 2,704** (0,472) | -0,400 (0,434) | 0,233 (0,288) |
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- d’Afrique | -0,878 (0,770) | -0,534 (0,376) | 0,383 (0,396) | -0,939** (0,282) | 0,104 (0,193) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,780 | 0,955 | 0,962 | 0,978 | 0,992 |
| Nombre d’observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

NOTE : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

LECTURE : D’après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs en provenance d’Amérique de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,506% pour les acheteurs personne physique.

TABLE 26 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. Les variables explicatives sont les pourcentages d’acheteurs nets des vendeurs résidant en petite ou grande couronne, en province, dans les DOM-TOM ou à l’étranger.

Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif
du logarithme du prix ”équivalent” au m² en euros 2008

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- résidant à l’étranger | 2,282** (0,105) | 0,691** (0,071) | 0,754** (0,070) | 0,318** (0,064) | 0,308** (0,040) |
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- résidant en province | 1,094** (0,144) | 0,161* (0,074) | 0,197** (0,074) | 0,032 (0,057) | 0,036 (0,035) |
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- résidant en grande couronne | 0,193 (0,266) | -0,094 (0,133) | 0,000 (0,135) | -0,152 (0,101) | -0,022 (0,064) |
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- résidant en petite couronne | 0,581** (0,173) | 0,071 (0,084) | 0,191* (0,086) | -0,133* (0,062) | -0,064 (0,039) |
| Part des acheteurs -nette des vendeurs- dans les DOM-TOMS | 0,408 (0,862) | -0,105 (0,415) | 0,138 (0,422) | -0,211 (0,305) | -0,003 (0,192) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,795 | 0,954 | 0,962 | 0,977 | 0,993 |
| Nombre d’observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

NOTE : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

LECTURE : D’après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs nette des vendeurs résidant à l’étranger de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,378% pour les acheteurs personne physique.

D.2 Régressions où l'on n'a pas exclu les sociétés civiles immobilières et les acheteurs de type inconnu

TABLE 27 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. La variable explicative est le pourcentage d'acheteurs résidant à l'étranger.

Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif
du logarithme du prix "équivalent" au m² en euros 2008

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|---------|---------|---------|---------|---------|
| Part des acheteurs résidant à l'étranger | 2,425** | 0,799** | 0,859** | 0,368** | 0,379** |
| (Écart-type) | (0,083) | (0,070) | (0,067) | (0,083) | (0,055) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,831 | 0,955 | 0,964 | 0,977 | 0,993 |
| Nombre d'observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

NOTE : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

LECTURE : D'après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs résidant à l'étranger de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,370% pour les acheteurs personne physique.

TABLE 28 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. La variable explicative est le pourcentage d’acheteurs de nationalité étrangère.

Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif
du logarithme du prix "équivalent" au m² en euros 2008

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--|---------|---------|---------|---------|---------|
| Part des acheteurs de nationalité étrangère | 2,379** | 0,562** | 0,733** | 0,100 | 0,275** |
| (Écart-type) | (0,157) | (0,087) | (0,089) | (0,087) | (0,065) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,713 | 0,949 | 0,957 | 0,976 | 0,992 |
| Nombre d’observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

NOTE : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

LECTURE : D’après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs de nationalité étrangère parmi les acheteurs personnes physiques résidant à l’étranger de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,300% pour les acheteurs personne physique.

TABLE 29 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. Les variables explicatives sont les pourcentages d’acheteurs étrangers résidant ou non en France et le pourcentage d’acheteurs français résidant à l’étranger.

Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif
du logarithme du prix "équivalent" au m² en euros 2008

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| Part des acheteurs de nationalité étrangère résidant à l'étranger | 1,297** (0,140) | 0,727** (0,090) | 0,844** (0,093) | 0,310** (0,093) | 0,390** (0,067) |
| Part des acheteurs de nationalité étrangère résidant en France | -2,942** (0,320) | -1,274** (0,218) | -1,163** (0,228) | -0,708** (0,192) | -0,233 (0,135) |
| Part des acheteurs français résidant à l'étranger | 4,840** (0,281) | 1,116** (0,202) | 0,961** (0,205) | 0,488** (0,169) | 0,313** (0,106) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,872 | 0,958 | 0,965 | 0,978 | 0,993 |
| Nombre d'observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

NOTE : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

LECTURE : D'après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs de nationalité étrangère résidant à l'étranger de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,398% pour les acheteurs personne physique.

TABLE 30 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. La variable explicative est le pourcentage d'acheteurs français ou étranger résidant à l'étranger et le pourcentage d'acheteurs de nationalité française résidant en France. **On se restreint aux 30% des transactions les plus chères.**

Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif
du logarithme du prix "équivalent" au m² en euros 2008

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Part des acheteurs de nationalité étrangère résidant à l'étranger | 0,870** (0,058) | 0,405** (0,034) | 0,435** (0,035) | 0,206** (0,036) | 0,190** (0,030) |
| Part des acheteurs de nationalité étrangère résidant en France | 0,105 (0,159) | -0,057 (0,084) | -0,044 (0,087) | -0,071 (0,071) | -0,071 (0,057) |
| Part des acheteurs français résidant à l'étranger | 1,460** (0,111) | 0,288** (0,064) | 0,270** (0,066) | 0,131* (0,056) | 0,101* (0,045) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,927 | 0,981 | 0,984 | 0,988 | 0,994 |
| Nombre d'observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

*NOTE 1 : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.*

NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

NOTE 3 : Pour définir les 30% de transactions les plus chères, la définition de prix utilisée est le prix au m² hédonique.

LECTURE : D'après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs de nationalité étrangère résidant à l'étranger parmi les acheteurs des 30% des transactions les plus chères de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,232% pour ces mêmes transactions.

TABLE 31 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. Les variables explicatives sont les pourcentages d’acheteurs en provenance d’Amérique, d’Asie, d’Europe (hors France), du Moyen-Orient et d’Afrique.

Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif
du logarithme du prix ”équivalent” au m² en euros 2008

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|----------|----------|----------|----------|---------|
| Part des acheteurs d’Amérique | 5,576** | 1,510** | 1,519** | 0,871** | 0,613** |
| (Écart-type) | (0,485) | (0,287) | (0,318) | (0,243) | (0,198) |
| Part des acheteurs d’Asie | -5,452** | -1,607** | -1,646** | -1,089** | -0,268 |
| (Écart-type) | (0,709) | (0,409) | (0,412) | (0,396) | (0,281) |
| Part des acheteurs d’Europe | 1,587** | 0,504** | 0,596** | 0,243* | 0,332** |
| (Écart-type) | (0,190) | (0,108) | (0,110) | (0,097) | (0,070) |
| Part des acheteurs du Moyen-Orient | 5,027** | 2,798** | 3,106** | -0,897 | -0,168 |
| (Écart-type) | (0,917) | (0,508) | (0,508) | (0,521) | (0,361) |
| Part des acheteurs d’Afrique | -5,348** | -2,391** | -1,180* | -2,293** | -0,456 |
| (Écart-type) | (0,882) | (0,488) | (0,512) | (0,385) | (0,271) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,819 | 0,956 | 0,963 | 0,979 | 0,992 |
| Nombre d’observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

NOTE : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

LECTURE : D’après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs en provenance d’Amérique de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,506% pour les acheteurs personne physique.

TABLE 32 – Résultats des régressions. Période : 1993 à 2008. Les variables explicatives sont les pourcentages d’acheteurs résidant en petite ou grande couronne, en province, dans les DOM-TOM ou à l’étranger.

Variable dépendante : moyenne biannuelle par quartier administratif
du logarithme du prix ”équivalent” au m² en euros 2008

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|----------|----------|----------|----------|---------|
| Part des acheteurs résidant à l’étranger | 1,800** | 0,635** | 0,746** | 0,255** | 0,363** |
| (Écart-type) | (0,101) | (0,076) | (0,075) | (0,086) | (0,059) |
| Part des acheteurs résidant en province | 1,916** | 0,092 | 0,161 | -0,137 | -0,041 |
| (Écart-type) | (0,180) | (0,125) | (0,128) | (0,107) | (0,072) |
| Part des acheteurs résidant en grande couronne | -1,114** | -0,969** | -0,739** | -0,569** | -0,058 |
| (Écart-type) | (0,312) | (0,196) | (0,201) | (0,160) | (0,105) |
| Part des acheteurs résidant en petite couronne | -1,352** | -0,537** | -0,389* | -0,318* | -0,024 |
| (Écart-type) | (0,234) | (0,150) | (0,156) | (0,123) | (0,082) |
| Part des acheteurs dans les DOM-TOMS | 0,347 | -0,570 | -0,370 | -0,370 | -0,058 |
| (Écart-type) | (1,053) | (0,628) | (0,627) | (0,493) | (0,309) |
| Années | OUI | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements | NON | OUI | OUI | OUI | OUI |
| Arrondissements et années croisées | NON | NON | OUI | NON | OUI |
| Quartiers | NON | NON | NON | OUI | OUI |
| R ² corrigé | 0,870 | 0,958 | 0,965 | 0,978 | 0,993 |
| Nombre d’observations | 640 | 640 | 640 | 640 | 640 |

SOURCE : Régressions à partir de la base BIEN.

NOTE : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%.

NOTE 2 : Les observations sont au niveau du quartier administratif et correspondent à des tranches de deux ans.

LECTURE : D’après la régression avec les contrôles de la cinquième colonne, une augmentation de la part des acheteurs résidant à l’étranger de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation du prix au m² équivalent de 0,378% pour les acheteurs personne physique.