



**HAL**  
open science

## Concurrence générationnelle et prix immobiliers

Arnaud Simon, Yasmine Essafi

► **To cite this version:**

Arnaud Simon, Yasmine Essafi. Concurrence générationnelle et prix immobiliers. 2015. halshs-01138074v1

**HAL Id: halshs-01138074**

**<https://shs.hal.science/halshs-01138074v1>**

Preprint submitted on 1 Apr 2015 (v1), last revised 25 Mar 2016 (v3)

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

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

# ***Concurrence générationnelle et prix immobiliers***

Arnaud Simon

Université Paris Dauphine

[Arnaud.simon@dauphine.fr](mailto:Arnaud.simon@dauphine.fr)

Yasmine Essafi

BNP Paribas Real Estate

[yasmine.essafi@bnpparibas.com](mailto:yasmine.essafi@bnpparibas.com)

## Résumé

Les français préparent leur retraite en devenant propriétaires. La coïncidence entre 1995 et 2010 d'un grand nombre de futurs retraités avec la très forte hausse des prix du résidentiel est-elle fortuite ? Dans cet article, des éléments temporels et géographiques complétés par un modèle de panel, tendent au contraire à confirmer l'existence d'une relation causale. Le 'baby-boom', devenu maintenant un 'papy-boom', fournit une situation d'étude intéressante pour mesurer le lien entre structure démographique d'une population et prix immobilier. Cette relation est robuste et assez générale ; des nuances locales existent mais elles se manifestent simplement par une plus ou moins grande force du phénomène. La prise en compte de ce facteur explicatif fait de plus apparaître comme minimes les effets des taux et de la construction.

Il semble alors possible de mettre en rapport l'histoire des prix immobiliers sur les quarante dernières années avec le déplacement et le vieillissement des cohortes issues du baby-boom. Dans le contexte actuel de 'papy-boom', le modèle suggère que ce facteur de structure pourrait engendrer une lente baisse des prix (à population constante). Toutefois, une question se pose dès aujourd'hui, et cela depuis plusieurs années, à savoir celle d'une concurrence intergénérationnelle ; le développement des subprimes entre 2003 et 2007 pouvant même être interprété comme le symptôme d'une inégalité intergénérationnelle. Alors que près de 80% des retraités sont propriétaires, il s'ensuit que l'orientation pro 'papy-boomers' de la politique fiscale mérite d'être interrogée. Le parc résidentiel pouvant être estimé aujourd'hui à 6 000 milliards d'euros, on ne saurait le considérer comme un hors-bilan. Déflation, austérité et 'papy-boom' ne seraient-ils pas en fait des synonymes ?

Mots-clés : prix immobiliers, démographie, vieillissement, inégalité intergénérationnelle

## 1. Introduction

Lorsque l'on cherche à expliquer la variation des prix de l'immobilier résidentiel les facteurs envisagés traditionnellement sont : la croissance économique, les taux d'intérêts, la plus ou moins grande facilité d'octroi des prêts, le niveau de la construction et les éléments fiscaux. Les facteurs démographiques (absolus et relatifs) ne sont par contre pas souvent mis en avant. Or on ne saurait les ignorer aujourd'hui, particulièrement quand une tendance de fond se manifeste pour les pays les plus avancés économiquement, à savoir une augmentation importante du nombre de personnes âgées, aussi appelée 'papy-boom'. Depuis 10 ans, et durant les deux prochaines décennies la structure de la population se modifie et va se modifier d'une manière notable ; le vieillissement de la population est un phénomène majeur. On considère souvent ce mouvement comme étant défavorable pour la croissance économique car il signifie une réduction du nombre d'actifs, et plus particulièrement du nombre d'actifs par retraités. La France, en 2050, devrait compter 70 millions d'habitants et devenir le pays le plus peuplé d'Europe ; les plus de 75 ans représenteront cependant 15,6% de la population et les plus de 60 ans, 33% (contre 20% actuellement)<sup>1</sup>. Comment cette évolution a-t-elle affecté, affecte et affectera-t-elle le marché du logement, et plus particulièrement ses prix ? Peut-on mettre en rapport le déplacement de la cohorte des baby-boomers avec la plus ou moins grande accessibilité du résidentiel ?

Dans cet article nous analysons l'impact des changements démographiques sur le marché immobilier résidentiel français, pour les quinze dernières années, et plus particulièrement les effets de distorsion dus aux classes d'âge plus ou moins nombreuses. Si l'interaction entre la sphère démographique et la sphère immobilière quant à la demande de logements semble vraisemblable, pour autant assez peu d'articles tentent de mettre en rapport ce facteur avec l'évolution des prix (250% de hausse de 1988 à 2010), alors même que la France est substantiellement concernée par le phénomène du papy-boom. Nous explorons cette question empiriquement en nous inspirant de Takàts (2012) et en ayant recours à une approche en données de panel, de niveau départemental, sur la période 2000-2013. Le résultat de base montre que les prix sont affectés positivement par le revenu et l'évolution de la population totale, mais surtout négativement par le ratio de dépendance des personnes âgées (+ de 60 ans/20-60 ans).

Le reste de l'article est organisé comme suit. La section 2 présente une revue de la littérature, puis quelques éléments sur la situation démographique française et ses évolutions sont introduits. La section 4 présente les données, le modèle de panel et ses variantes ; la section 5 considère plus précisément l'impact de la structure de la population et des éléments de segmentation. Enfin la section 6 résume et discute les résultats en posant notamment la question d'une inégalité intergénérationnelle.

---

<sup>1</sup> Source INSEE

## **2. Revue de la littérature**

Bien que les recherches actuelles sur le lien entre démographie et marché immobilier soient encore insuffisantes, ce thème commence cependant à émerger de nouveau, avec des publications à la fois théoriques et empiriques. Antérieurement, cette question avait été explorée activement au début des années 90, mais avait ensuite perdu de son intérêt. La revue de littérature s'organise sur la base de ces deux périodes. Elle discute également du lien entre démographie et actif financiers

### **a. Première période de recherche**

On peut faire remonter ces réflexions à Mankiw et Weil (1989). Ces auteurs ont étudié l'impact d'importants événements démographiques ('baby-boom' et 'baby-burst') sur le marché immobilier américain. En modélisant la demande de logement comme une fonction de l'âge, et plus spécifiquement comme une fonction de la cohorte de la population active, l'élément démographique influe sur la demande et donc sur les prix. Ils indiquent qu'une demande plus forte provenant d'une cohorte plus importante de la population active (génération du baby-boom arrivant à l'âge de l'achat) produit une hausse des prix, et que par contre lorsque cette classe d'âge arrive à la retraite une baisse des prix se manifeste.

Ces résultats ont été interrogés par Hendershott (1991) qui a critiqué la spécification du modèle : le modèle n'incluait en effet pas suffisamment de variables, et en particulier pas de variables représentant l'évolution de la richesse de la population. Holland (1991) indique pour sa part que le lien détecté entre les variables démographiques et la demande de logement pourrait être artificiel, car obtenu avec des variables non-stationnaires. Il indique également qu'il faudrait considérer la réponse de l'offre lorsque l'on étudie cette question. Cela conduit Di Pasquale et Wheaton (1994) à intégrer ce point dans leur modèle structurel offre-demande. Il semble également que l'effet puisse présenter une variabilité suivant le pays considéré. Engelhardt et Poterba (1991), reproduisant l'approche initiale de Mankiw et Weil (1989), n'ont ainsi pas trouvé de relation significative entre l'indice démographique pour la demande de logement et les prix immobiliers, alors que les structures démographiques entre le Canada et les Etats-Unis sont assez proches. Quant à Ohtake et Shintani (1996), qui ont aussi reproduit le modèle de base en utilisant des données japonaises, ils indiquent que l'influence démographique serait limitée dans le temps et qu'elle serait contrebalancée dès que l'offre augmenterait en réponse à la variation de la demande. Ils considèrent que le facteur démographique a davantage un impact sur la dimension du parc immobilier que sur le prix du mètre carré.

Cette première série d'articles des années 1990 correspond à un contexte historique bien précis : le phénomène étudié était celui de l'arrivée des baby-boomers sur le marché du travail. Les recherches et la critique produites ont permis d'arriver à une certaine maturité dans la manière de spécifier le modèle. Les résultats obtenus semblent établir l'existence d'un tel lien, même s'il existe des réserves.

### b. Ré-interrogation contemporaine de la question

Se réinterroger aujourd'hui sur cette question se fait dans un autre contexte ; l'arrière-plan en est le papy-boom et le pré-papy-boom. Les articles récents traitant de cette question semblent aboutir à des résultats plus nets. Ainsi, Nakamura et Saita (2007) ont montré que les changements démographiques impacteraient bien les prix immobiliers japonais, et cela même dans le long-terme. En utilisant des données autrichiennes et en ajustant le modèle de Mankiw et Weil (1989), Lee et al. (2001) ont quant à eux trouvé des éléments de preuves confirmant l'impact démographique. Plus récemment Nishimura (2011), sur données japonaises, et Takàts (2012) avec une étude sur 21 pays et sur 40 ans, vont aussi dans ce sens. D'autres auteurs tels Ermisch (1996), Fortin et Leclerc (2002), Shimizu et Watanabe (2010), Neuteboom et Brounen (2007) ont aussi mené des recherches qui concluent en faveur d'un impact.

Il n'est pas sans intérêt de remarquer que les articles les plus critiques ont été publiés avant le milieu des années 90, moment où les prix résidentiels vont commencer à augmenter très fortement dans beaucoup de pays. Vu d'aujourd'hui, et après avoir pris acte de l'évolution des prix sur ces dernières années, il semble particulièrement opportun de reprendre cette question. Le modèle empirique que nous retiendrons sera inspiré de celui de Takàts (2012), transposé au niveau des départements français.

### c. Le melt-up et le melt-down pour les actifs financiers

Cette question du lien immobilier-démographie doit être replacée dans un cadre plus large. Le comportement économique (épargne, consommation, investissement) d'un individu dépend de plusieurs facteurs, tels que ses besoins personnels et professionnels, et ses contraintes budgétaires. Or selon les phases de sa vie ces facteurs évoluent. La théorie du cycle de vie (Ando, Modigliani (1963)) suggère que les individus tendent à lisser leur consommation compte tenu de l'irrégularité des revenus entre ces différentes phases. Ainsi, au début de la vie active, un individu dispose de revenus faibles ; à l'aide de l'endettement il tente de constituer un patrimoine. Arrivé à la retraite, ses revenus diminuent mais il utilise alors le patrimoine qu'il s'est constitué pour soutenir son niveau de consommation. A un niveau agrégé, l'ensemble de ces décisions individuelles influe sur l'offre et la demande globale des actifs, et par conséquent sur leur prix. Ainsi, la taille de la population et plus particulièrement sa structure vont exercer des pressions à la baisse ou à la hausse sur les prix des actifs. C'est dans ce cadre qu'Allais (1947), suivi par Samuelson (1958) et Diamond (1965) ont développé le modèle à générations imbriquées.

Le 'melt-up' désigne la montée du prix des actifs produit par une population active nombreuse (en termes relatifs), le 'melt-down' désigne le mouvement de baisse du prix de ces actifs lorsque la population vieillit. Cela s'illustre par exemple avec les fonds de pension qui sont soit en période de collecte nette (beaucoup d'épargnants, peu de pensions à verser) ou en période de décollecte (situation inversée). Dans le premier cas ils sont structurellement acheteurs de titres, dans le second structurellement vendeurs. La question d'une manifestation du 'melt-down' sur les marchés de capitaux est un champ de recherche actif. Abel (2003) a ainsi développé un modèle théorique visant à étudier l'impact des baby-boomers ; il affirme que les prix des marchés actions devraient baisser avec le papy-boom. Jamel et Quayes (2004) ont aussi montré que la structure démographique, et plus précisément, la taille de la population active, avaient une

influence directe sur les prix des actions américaines et anglaises. Cet impact sur les rendements des actifs est aussi confirmé par Campbell (2007) qui trouvent des liens clairs entre l'âge moyen de la population américaine et le rendement de long-terme de l'indice S&P500. Ang et Maddaloni (2005) et Poterba (2001, 2004) trouvent également des relations significatives mais ils indiquent que cela n'est pas systématique et qu'il peut exister des variations entre pays. Par contre Marekwica et al. (2011), en s'appuyant sur un modèle macroéconomique multifactoriel, ne trouvent pas de relations robustes entre chocs démographiques et rendements financiers. Il convient aussi de rappeler que les particuliers ne sont pas les seuls acteurs sur les marchés financiers ; la question se pose donc plutôt en termes d'un facteur qui contribuerait à la variation des cours, un facteur parmi d'autres.

Bien que le débat soit toujours en cours, que les résultats varient suivant les actifs et les pays considérés, il semble cependant qu'il existe des indices non négligeables d'une certaine causalité entre 'meltdown' des actifs financiers et papy-boom. En France, il n'existe pas de fonds de pension, la question d'un lien boursier apparaît donc moins centrale. Par contre, les français font traditionnellement le choix de l'immobilier résidentiel comme moyen principal de préparation de leur retraite. Ils sont de plus les principaux acteurs de ce marché. Il apparaît donc particulièrement pertinent de poser la question du lien entre papy-boom et prix des logements en France.

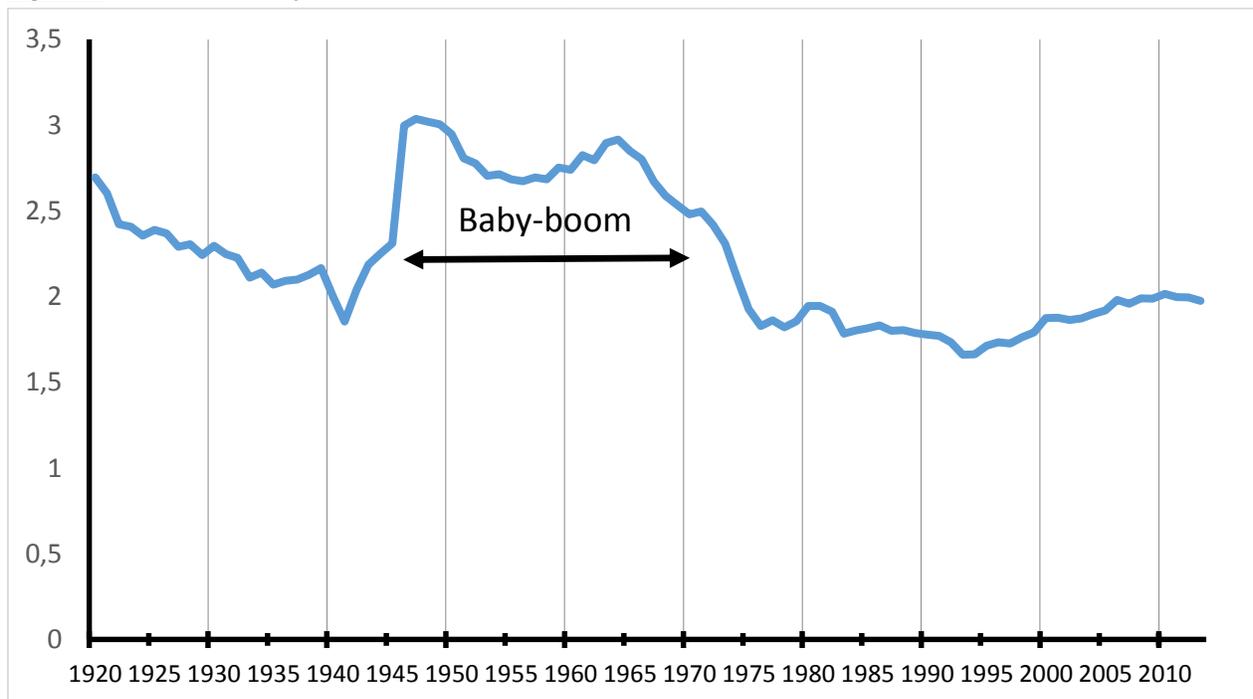
### 3. Démographie et prix immobiliers, premiers éléments d'analyse

#### a. Du baby-boom au papy-boom

Au cours des prochaines décennies la population française atteindra 70 millions d'habitants ; la France sera probablement le pays le plus peuplé d'Europe de l'Ouest en 2050. Cependant, en raison d'un taux de fécondité modéré et d'une augmentation de l'espérance de vie on s'attend à ce que la population s'accroisse à un rythme plus lent que celui observé pendant la 2<sup>ème</sup> partie du 20<sup>ème</sup> siècle. La population verra aussi son âge moyen augmenter. Avec 20% de sa population âgée de plus de 60 ans la France est aujourd'hui le 16<sup>ème</sup> pays le plus vieux.

Ce phénomène contemporain de vieillissement est la conséquence directe de la forte hausse de la natalité après la 2<sup>ème</sup> guerre mondiale, de 1945 à 1970, appelée baby-boom. Le nombre d'enfants a avoisiné sur cette période les trois enfants, pour ensuite se stabiliser autour de deux à partir du milieu des années 1970 (Figure 1). La taille de la cohorte correspondant à une classe d'âge du baby-boom est donc en moyenne plus importante que pour une classe d'âge post baby-boom ; il s'agit là d'un écart très important.

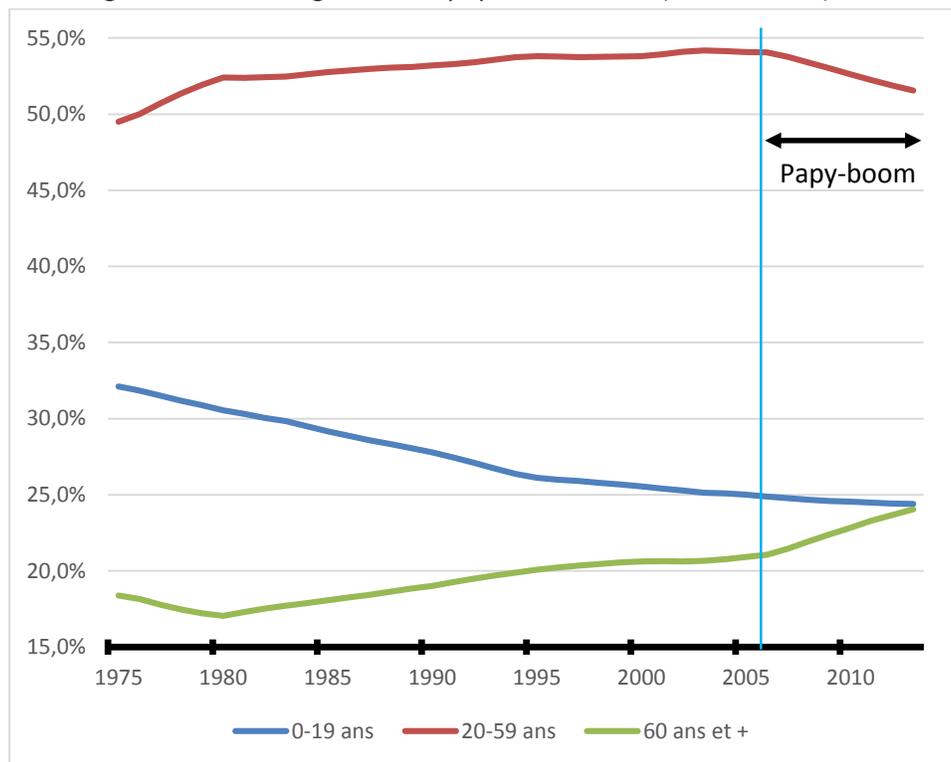
Figure 1 : Indicateur conjoncturel de fécondité (source INSEE)



Aujourd'hui, ces classes d'âges arrivant à l'âge de la retraite, il convient plutôt de parler de 'papy-boom'. Cette tendance marquée va faire passer le nombre de seniors de 12,6 millions en 2005 à 22,3 millions en 2050 : une personne sur 3 ans aura plus de 60 ans, contre une sur 5 actuellement. La figure 2 représente les évolutions par catégories d'âge, en pourcentage, de 1975 à aujourd'hui. Pour les moins de 20 ans on

assiste à une baisse régulière de 1975 à 2000 avant d'observer une (relative) stabilisation à partir des années 2000, en raison d'un taux de natalité proche de deux enfants. La population en âge de travailler (20-60 ans) augmente continument depuis 1975 au fur et à mesure que les baby-boomers rentrent sur le marché du travail. Mais à partir de 2005-2006 ce mouvement s'interrompt et la tendance s'inverse. On peut considérer cette date comme le début du papy-boom elle correspond à l'année où les individus nés en 1945 (première année du baby-boom) atteignent les 60 ans et commencent à partir en retraite. En ce qui concerne la proportion des plus de 60 ans le mouvement est globalement haussier sur cette période. Le rythme est d'abord régulier et dû en partie à l'allongement de l'espérance de vie. Puis au passage de l'année charnière 2005 il s'accélère significativement (début du papy-boom).

**Figure 2** : Pourcentage des classes d'âges dans la population totale (source INSEE)



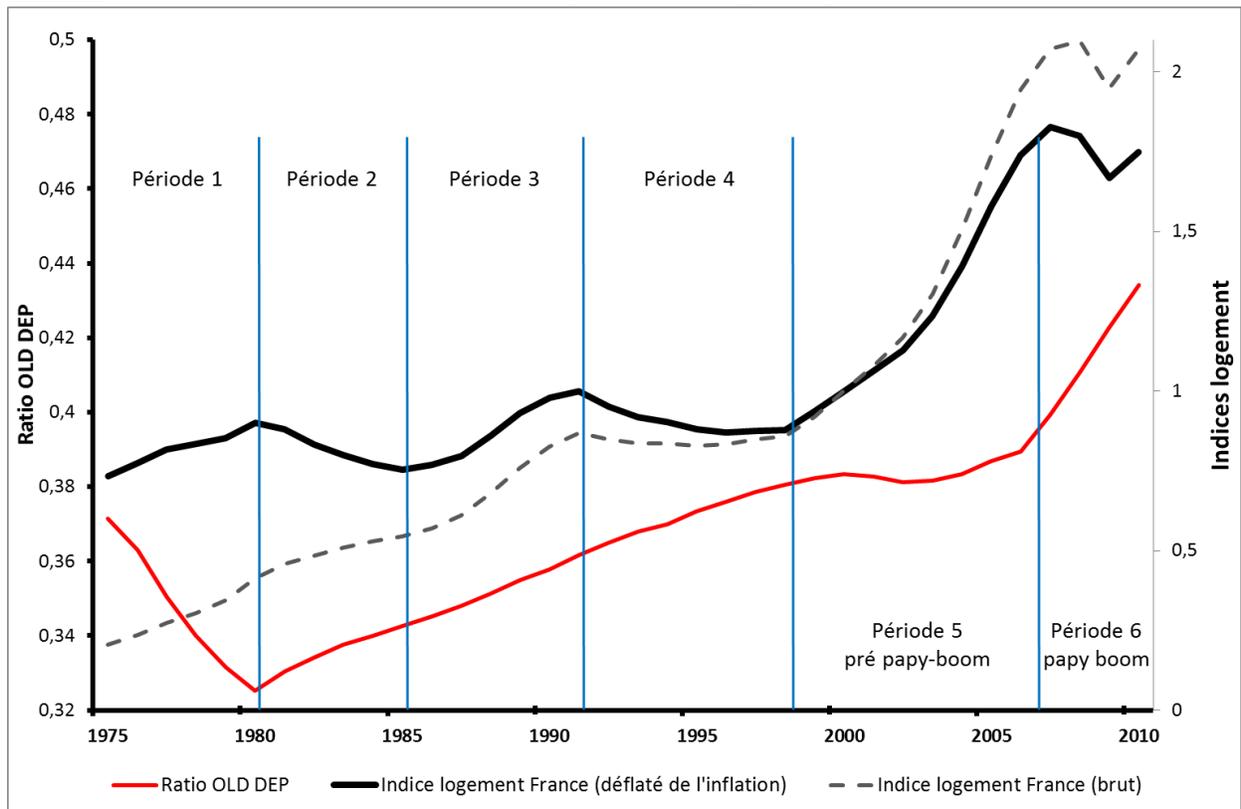
#### b. Papy-boom, ratio OLD DEP et prix immobilier

Le phénomène démographique majeur de la deuxième partie du 20<sup>ème</sup> siècle consiste donc en cette bulle qui se translate au fur et à mesure des années. La question économique est alors de savoir quels sont les effets de cette distorsion générationnelle aux différents moments historiques. Par exemple, la fin des 30 glorieuses serait-elle à relier à l'arrivée sur le marché du travail des baby-boomers ? Et pour la question qui nous intéresse, peut-on trouver un lien entre la période du pré-papy boom (1995-2005) et l'envolée des prix des logements ? Si sur la figure 2 l'inflexion de 2006 peut sembler faible, car il y a toujours beaucoup plus de 20-60 ans que de 60 ans et plus, il ne faut cependant pas s'y tromper. Ce qui importe ce ne sont pas les niveaux absolus mais le rapport entre ces deux populations. Ainsi en 2006, il y a 2,57

personnes entre 20 et 60 ans pour 1 personne de plus de 60 ans ; en 2013 ce ratio passe à 2,08. L'évolution relative est donc importante.

L'inverse de ce ratio est appelé OLD DEP dans la littérature et dans la suite de cet article. Il est utilisé par Takàts (2012) et Nishimura (2011) dans leur étude empirique et peut s'interpréter à peu près comme le nombre de retraités par actifs ( $OLDDEP_{2006} = 0,39$  et  $OLDDEP_{2013} = 0,48$ ). Ces articles concluent, ainsi que Saita et al. (2013), que son effet est significatif et inverse sur les prix immobiliers. Qu'en est-il pour le cas de la France, temporellement et géographiquement ?

Figure 3 : ratio OLD DEP et indices immobiliers (source CGEDD, INSEE)

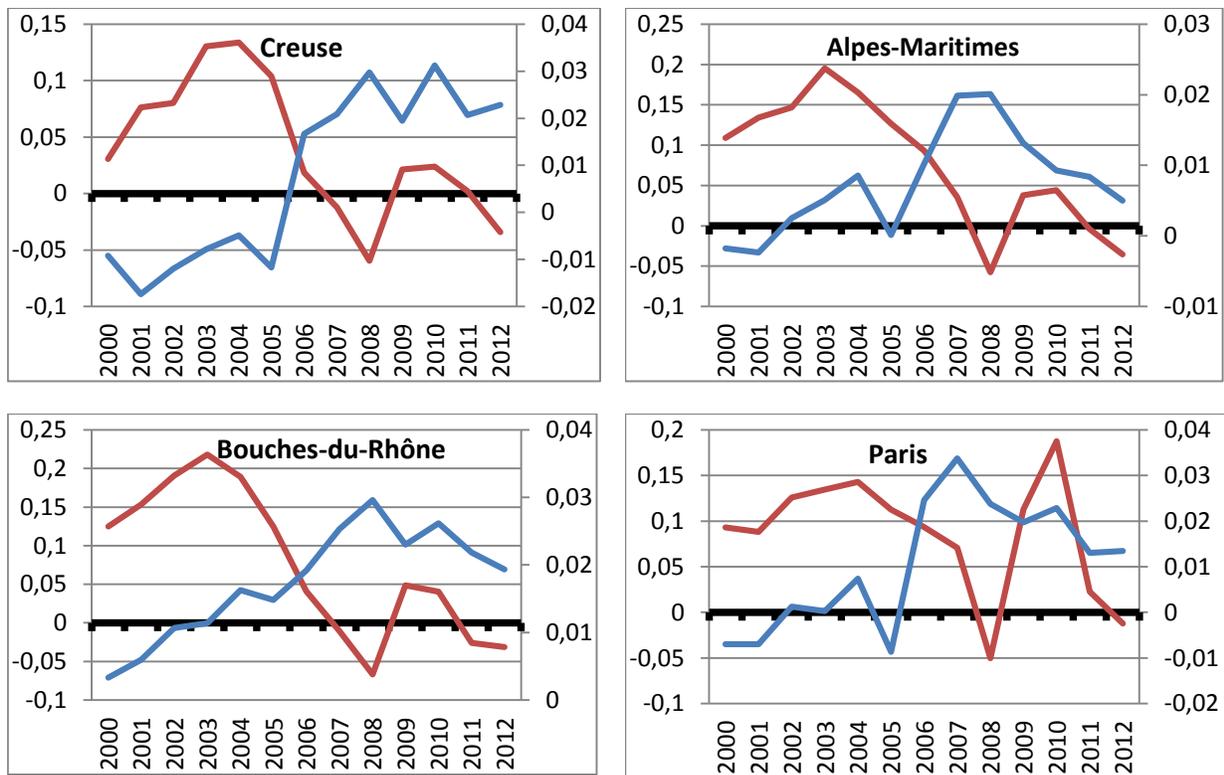


La figure 3 met en rapport l'évolution du OLD DEP et les prix immobiliers (bruts, et nets de l'inflation) sur les 40 dernières années. Le lien semble effectivement exister. Ainsi, de 1975 à 1981 (période 1) le OLDDEP diminue alors que les prix du résidentiel augmente, cette relation d'opposition se vérifie aussi de 1981 à 1986 (période 2). Par contre de 1986 à 1992 (période 3) il ne semble pas en aller ainsi, les prix immobiliers ont probablement été soumis à ce moment à un autre facteur important. De 1992 à 1998 (période 4), le lien se vérifie à nouveau. Puis de 1998 à 2006 (période 5, pré papy-boom) on assiste à un ralentissement du OLD DEP, alors que les prix augmentent fortement, laissant entrevoir que le lien est à considérer aussi en variations. A partir de 2006 (période 6, papy-boom), on retrouve un lien inverse, les prix ralentissent voire diminuent peu à peu alors que le ratio augmente très fortement. Il convient de remarquer que cette relation est bien plus nette lorsque l'on considère les prix immobiliers déflatés de l'inflation, plutôt que les

prix nominaux. Ainsi sur la période 3, la relation d'opposition entre le OLD DEP et les prix bruts n'apparaît pas, alors qu'elle est très claire avec les prix nets (laissant au passage entrevoir que la réputation de protection contre l'inflation associée à l'immobilier pourrait bien n'être qu'un mythe). Sur la période 4, les prix bruts ne rendent pas non plus compte de ce lien.

La figure 4 représente quant à elle pour quatre départements les variations des prix immobiliers et du ratio OLD DEP. Le lien inverse paraît se manifester clairement, avec toutefois des nuances. Pour la Creuse, ce lien peut être observé d'une manière très pure, les deux courbes présentent une forte symétrie. Le lien est également net pour les Bouches-du-Rhône. Par contre pour les Alpes-Maritimes il semble perturber par d'autres facteurs, probablement associés aux particularités du marché niçois, ainsi que pour Paris, pour lequel les facteurs économiques locaux sont très certainement à prendre en compte. Ce n'est sans doute pas non plus un hasard que pour ces deux départements les mouvements de population soient très marqués et stylisés : Paris attire plutôt des actifs en début ou milieu de carrière, tandis que la ville de Nice paraît plus attractive pour les retraités. On distingue également sur ces quatre graphiques le caractère de pivot que prennent les années 2005-2006 ; un croisement des courbes se réalise, on passe du pré papy-boom au papy-boom.

Figure 4 : Prix immobiliers et OLD DEP pour 4 départements sur la période [2000 ;2013] (Source INSEE)



— : variations des prix immobiliers, déflatés de l'inflation (échelle de gauche)  
 — : variation du ratio OLD DEP (échelle de droite)

#### 4. Estimation d'un modèle de panel

La littérature récente et moins récente, sur les actifs financiers et sur l'immobilier, attire l'attention sur le rôle de la démographie dans les valorisations. Pour le cas de la France, une approche basique en termes de statistiques descriptives, temporellement et géographiquement, confirme l'intérêt de cette question et fait suspecter l'existence d'un lien. Il convient donc de pousser plus avant l'étude de cette question en prenant en compte différentes variables de contrôle, afin de mesurer l'étendue de ce phénomène pour le cas français.

##### a. Présentation des données

###### i. *Données et sources*

Afin de répondre aux besoins de l'analyse et pour prendre en compte la double dimension, géographique et temporelle du phénomène, nous avons recours à une approche en données de panel. Cette technique présente plusieurs avantages comparativement aux séries temporelles ou aux coupes transversales. Les deux axes, individuel (ici géographique) et temporel permettent de beaucoup accroître la taille de l'échantillon, ce qui a pour effet de réduire les problèmes de multicollinéarité et d'améliorer la précision des estimations. Cette approche permet aussi de contrôler la variabilité et l'hétérogénéité observée et non observée des individus. Notre panel est un panel court cylindré, constitué de 94 départements de la France métropolitaine et de 14 observations annuelles entre 2000 et 2013 (1316 observations). Les indices de référence sur le marché des logements anciens sont produits par l'INSEE et Immoprix, à partir des bases BIEN et Perval, respectivement pour l'Île-de-France et la Province. Ces indices hédoniques (appartements et maisons) fournissent la variable à expliquer, ils remontent à l'année 2000 pour tous les départements de la France métropolitaine.

Les variables explicatives retenues dans cette étude sont de trois types : économique, immobilière et démographique. Les indicateurs économiques (source Oxford Economics) de niveau départemental sont : le PIB par tête et le revenu des ménages. Ces variables permettent de tenir compte du contexte général qui conditionne en partie l'évolution du marché du logement<sup>2</sup>. Comme le prescrit la littérature, il est important d'inclure dans le modèle une variable immobilière associée à l'offre de logements neufs. Cette variable départementale est issue de *Sit@del*, la base de données qui recense l'ensemble des opérations de construction, publiée par le ministère de l'Équipement, des Transports et du Logement. Pour la sphère démographique, nous disposons des chiffres issus des recensements annuels de la population réalisés par l'INSEE. Nous gardons dans cette étude les variables départementales suivantes : la population globale, afin de capturer l'effet de ses variations sur l'évolution des prix (l'impact attendu est positif), et le ratio de dépendance des personnes âgées. Ce dernier mesure le degré de vieillissement de la population, en

---

<sup>2</sup> En effet, un environnement économique favorable se répercute directement sur le marché de l'emploi et les marchés du financement, favorisant ainsi la confiance et la consommation des ménages. Cela a aussi pour effet de faciliter les achats immobiliers (diminution de la vulnérabilité des emprunteurs, augmentation des volumes de transactions, augmentation de l'activité de construction, etc.).

rapportant le nombre de personnes de plus de 60 ans à la population en âge de travailler (âgée de 20 à 59 ans). L'impact attendu de l'augmentation de ce ratio sur l'évolution des prix est négatif ; plus ce ratio augmente, plus les prix de l'immobilier résidentiel baissent, et inversement.

## ii. Stationnarité

L'étude de la stationnarité des données de panel peut être menée avec le test de Levin, Lin et Chu (2002). Mais il présente deux inconvénients majeurs : il est peu puissant pour les panels de dimension temporelle finie, et impose sous son hypothèse alternative l'homogénéité de la racine autorégressive. Le premier inconvénient a été résolu avec le test HT de Harris Tzavalis (1999) qui propose une statistique plus puissante avec les panels courts. Le 2<sup>ème</sup> inconvénient n'a été résolu qu'avec les tests de stationnarité de 2<sup>ème</sup> génération, qui autorisent non seulement l'hétérogénéité des racines autorégressives mais aussi l'hétérogénéité quant à la présence de racine unitaire chez les individus du panel. Ceci semble plus adapté à l'étude de notre panel de 94 individus (départements). Nous utilisons aussi le test IPS de Im, Pesaran et Shin (1997), seul test de 2<sup>ème</sup> génération qui soit adapté aux caractéristiques de notre panel cylindré dont la dimension temporelle est courte et finie (13 observations annuelles). Les résultats sont présentés en annexe. Pour certaines variables, les résultats peuvent différer selon que l'on teste la stationnarité avec le test IPS ou le test HT. Nous retenons pour la suite de l'analyse la conclusion selon laquelle toutes nos séries présentent des racines unitaires en niveau et qu'elles sont stationnaires en différence.

### b. Calibration d'un modèle de référence pour la situation française

Le choix d'un modèle de référence pose la question de la spécification adéquate, car comme on a pu le voir dans la revue de la littérature cela peut varier d'un pays à l'autre.

#### i. *Modèle initial*

Ce modèle de départ est inspiré des travaux de Takàts (2012) où l'équation de régression est spécifiée comme suit :

$$\Delta \ln PAPP_{it} \text{ (ou } \Delta \ln PMAI_{it}) = \alpha + \beta_1 \Delta \ln PIB_{it} + \beta_2 \Delta \ln TOTPOP_{it} + \beta_3 \Delta \ln OLDDEP_{it} + \varepsilon_{it}$$

avec *PAPP* et *PMAI* les indices déflatés<sup>3</sup> des prix des appartements et des maisons, *PIB* le PIB réel en euros constants par tête, utilisé comme proxy de l'évolution de l'environnement économique, *TOTPOP* la mesure de la population globale, et *OLDDEP* le ratio de dépendance des personnes âgées. Ces deux facteurs démographiques représentent l'effet taille et l'effet structure de la population. Les indices *i* et *t* pointent respectivement les départements et les années. Les régressions sont faites en logarithme et en

---

<sup>3</sup> Indices déflatés avec l'IPC (indice des prix à la consommation) pour être homogènes avec la mesure de PIB.

différence afin d'obtenir des élasticités et de remédier à la non-stationnarité des variables en niveau. La période d'étude est [2000 ; 2013]. Les résultats sont indiqués dans le tableau 2.

**Tableau 2 : modèle initial (AP et MA)**

Variables	Coefficient	
	Appartements	Maisons
$\Delta \ln \text{ PIB}$	1.10 ***	1,08 ***
$\Delta \ln \text{ TOTPOP}$	6.26 ***	5,67 ***
$\Delta \ln \text{ OLDDEP}$	-2.01 ***	-2,27 ***
$\alpha$	0.02 ***	0,02 ***
Adjusted R <sup>2</sup>	0.52	0.59
N	1222	1209

\*\*\*, \*\* et \* désignent les significativités à 1%, 5% et 10%

Les signes des coefficients correspondent à ceux attendus, quel que soit le type de bien résidentiel. La taille de la population et le PIB impactent positivement les prix immobiliers tandis que le ratio de dépendance des personnes âgées, OLD DEP, a un impact négatif.

#### ii. Critiques et choix des variables, modèle retenu

Comme cela a été discuté dans la revue de littérature, ce modèle présente quelques imperfections, et en particulier pour la variable PIB. En effet, cette mesure globale inclut le secteur de la production de services de logements, ce qui peut accroître l'endogénéité avec la variable à expliquer. D'autre part cet indicateur enregistre aussi des informations sur le contexte économique des entreprises. Or, si l'on peut discuter du lien entre le prix du résidentiel et la vie des entreprises, pour autant ce lien n'est pas des plus directs et il nous éloigne un peu de la question considérée. L'information sur le PIB au niveau départemental corrigée de ces deux imperfections n'étant pas disponible nous y substituons le revenu disponible des ménages (REV). L'intuition du lien entre cette mesure et le prix immobilier est évidente, l'impact attendu est positif. Le modèle perd un peu de son pouvoir explicatif avec cette substitution<sup>4</sup> mais il y gagne en termes de logique économique.

Nous ajoutons également comme variable de contrôle de niveau départemental l'offre neuve de logements ; Holland (1991), Di Pasquale et Wheaton (1994) ayant montré dans leurs études respectives l'importance de la prise en compte des constructions. Le lien entre ces deux marchés, le neuf et l'ancien, est cependant assez complexe, dans la mesure où une causalité bidirectionnelle peut exister. En première

<sup>4</sup> Dans le modèle à 3 variables, lorsque l'on remplace PIB par REV le R<sup>2</sup> ajusté passe de 0,52 à 0,42 pour les appartements et il passe de 0,59 à 0,51 pour les maisons.

analyse, le coefficient attendu est positif, c'est-à-dire que l'augmentation de l'activité de construction conduit à une diminution des prix de l'immobilier ancien. Mais il peut aussi arriver que la causalité soit inverse, car dans une logique de promotion immobilière l'augmentation de la construction témoigne souvent de la prospérité locale, et donc de l'augmentation des prix du marché résidentiel ancien. Cette variable n'a donc pas vraiment pour fonction de refléter une logique d'offre strictement, mais plutôt de rendre compte du dynamisme local de l'environnement immobilier.

Nous incluons également une variable financière : le taux effectif global fixe, de niveau national<sup>5</sup> afin de prendre en compte l'impact des conditions de financement sur la demande de logements. Le signe attendu pour cette variable est négatif ; un taux d'intérêt bas diminue le coût du crédit des ménages, ce qui soutient la demande de logement et entraîne un réajustement des prix immobiliers à la hausse, et vice versa. Les résultats du modèle ajusté sont présentés dans le Tableau 3, les équations associées sont :

$$\Delta \ln PAPP_{it} \text{ (ou } \Delta \ln PMAI_{it}) = \alpha + \beta_1 \Delta \ln REV_{it} + \beta_2 \Delta \ln TOTPOP_{it} + \beta_3 \Delta \ln OLDDEP_{it} + \beta_3 \Delta \ln TEG_t + \beta_3 \Delta \ln OFF_{(AP \text{ ou } MA)}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Tableau 3 : modèle ajusté (AP et MA)

Variables	Coefficient	
	Appartements	Maisons
REV	0.37 ***	0.50 ***
TOTPOP	7.36 ***	6.13 ***
OLDDEP	-2.08 ***	-2,11 ***
TEG	-0.04 **	0.02 (ns)
OFF_AP (ou MA)	0.03 ***	0.13 ***
$\alpha$	0.02 ***	0.03 ***
R <sup>2</sup> ajusté	0.46	0.61
N	1222	1209

\*\*\*, \*\* et \* désignent les significativités à 1%, 5% et 10%

<sup>5</sup> Sa déclinaison départementale n'étant pas accessible.

Le  $R^2$  ajusté pour ces deux modèles est substantiel. Pour les appartements il reste un peu en-dessous du modèle à 3 variables PIB, TOTPOP et OLDDEP (0,46 vs. 0,52), mais par contre pour les maisons il dépasse le niveau antérieur (0,61 vs. 0,59). La taille de la population et le revenu des ménages impactent positivement les prix tandis que OLD DEP continue à avoir un impact inversé. En termes d'élasticité, 1% d'augmentation du revenu, toutes choses étant égales par ailleurs, implique une augmentation des prix des appartements de 0,37% et des maisons de 0,50%. L'impact de l'augmentation de la taille de la population est plus important : une hausse de 1% de ce facteur produit une hausse de 7,60% des prix des appartements et de 6,29% pour les maisons<sup>6</sup>.

La variation des taux impacte négativement, quoique faiblement, les valorisations de l'habitat collectif. Ainsi, en passant par exemple de 5% à 2%, les prix diminuent seulement de 3,73%. Les conditions de financement, qui sont souvent considérées comme un facteur de premier ordre pour expliquer les prix, semblent en fait avoir un impact mineur lorsque l'on prend en compte les éléments démographiques. De plus, les taux paraissent ne pas avoir d'effets sur la dynamique des maisons.

Enfin, l'offre neuve a un impact positif sur les prix. Cela peut sembler contradictoire à première vue, car on s'attendrait à ce que l'augmentation du nombre de biens produise une baisse des prix. Cependant, comme indiqué ci-dessus, ce résultat est assez classique. Il se comprend par le fait que les promoteurs décident bien souvent de développer leurs projets dans des zones porteuses et haussières. L'effet direct de baisse des prix par augmentation de l'offre (neuve) est ici de deuxième ordre par rapport à l'effet inverse, causé par les stratégies de promotion.

Pour notre variable d'intérêt, les résultats sont conservés. Ils indiquent qu'une accentuation du vieillissement de la population entraîne la baisse des prix. La variable OLD DEP étant un pourcentage, la mesure de sensibilité doit se faire en partant d'un niveau donné. Supposons que pour un département  $OLDDEP_t = 40\%$ , et que ce ratio passe à  $OLDDEP_{t+1} = 41\%$ . Les prix des appartements baisseront alors de<sup>7</sup> : 5,00 %, et ceux des maisons de 5,08%. Le phénomène suspecté trouve donc une validation par l'approche en données de panel, pour la France, sur la période [2000 ; 2013].

### *iii. Propriétés du panel et robustesse*

Lorsqu'on utilise les données de panel, il convient tout d'abord de tester la pertinence du recours à l'étude de plusieurs individus et donc de tester l'existence d'effets individuels. Ceci revient à considérer l'uniformité de notre modèle de base pour tous les départements (spécification homogène) versus l'existence de spécificités départementales (spécification hétérogène). Pour ce faire, l'équation est estimée en utilisant la régression à effets fixes qui fournit aussi le test d'existence des effets individuels. La p-value associée à la statistique de Fisher est inférieure à 1% pour les appartements et les maisons, ce

---

<sup>6</sup> Le modèle étant spécifié en différences de logarithme, on obtient les élasticités à partir des coefficients par le calcul suivant :  $\exp(\text{coefficient} * \ln(1,01)) - 1$

<sup>7</sup>  $\exp(\text{coefficient} * \ln(41/40)) - 1$

qui nous conduit à retenir l'hypothèse alternative selon laquelle l'introduction des effets individuels est nécessaire pour ces deux marchés.

Une fois l'existence des effets individuels confirmée, il est nécessaire de les spécifier. Il s'agit de vérifier si ces derniers sont corrélés avec les variables explicatives du modèle ou pas. La conséquence portera sur le choix de l'estimation retenue : s'il y a corrélation, alors l'estimation à effets fixes est plus pertinente que l'estimation à effets aléatoires, et inversement. Le test de spécification de Hausman est le plus répandu pour discriminer les effets fixes des effets aléatoires, il teste l'orthogonalité entre les effets individuels et les variables explicatives. Sous son hypothèse nulle le modèle théorique peut être spécifié avec des effets aléatoires, sinon il convient de retenir l'estimation à effets fixes. La p-value associée à la statistique de Hausman est inférieure à 1% pour les deux marchés, par conséquent l'hypothèse nulle est rejetée et l'estimation à effets fixes est plus pertinente. Cette conclusion est aussi confirmée par la décomposition de l'effet temporel et individuel des variables. La plupart d'entre elles ont une variance 'within' plus importante qu'une variance 'between', et dans ce cas une estimation à effets aléatoire conduirait à une importante perte d'information. Enfin la robustesse du modèle a été testée en introduisant une tendance linéaire qui capturerait les effets de décalage temporels dus à d'autres facteurs ; les coefficients obtenus varient légèrement, mais les signes, les significativités et les magnitudes restent semblables.

## 5. Segmentations

Afin d'approfondir la connaissance de ce phénomène nous re-estimons le modèle suivant trois segmentations départementales : jeune/vieux<sup>8</sup>, urbain/rural<sup>9</sup> et par quartiles de prix (Q1 prix bas, Q4 prix élevés). Les résultats sont présentés dans le tableau 4.

Tableau 4 : Estimations du modèle selon les segmentations départementales jeune/vieux, urbain/rural et par quartiles de prix

Variables	AP	AP	MA	MA	AP	AP	MA	MA
	DEP jeunes	DEP vieux	DEP jeunes	DEP vieux	DEP urbains	DEP ruraux	DEP urbains	DEP ruraux
REV	0.23	0.50 ***	0.34 ***	0.68 ***	0.08	0.46 ***	0.20	0.60 ***
TOTPOP	8.61 ***	6.35 ***	6.55 ***	5.92 ***	8.74 ***	6.63 ***	7.13 ***	5.81 ***
OLDDEP	-2.01 ***	-2.13 ***	-2.24 ***	-1.92 ***	-2.03 ***	-2.09 ***	-2.36 ***	-2.01 ***
TEG	-0.01	-0.05 **	0.05 **	-0.01	0.02	-0.04 **	0.07 **	0.01
OFF_AP ou MA	0.04 ***	0.02 ***	0.13 ***	0.14 ***	0.06 ***	0.02 ***	0.11 ***	0.14 ***
$\alpha$	0.02 **	0.03 ***	0.03 ***	0.02 ***	0.02	0.03 ***	0.03 **	0.03 ***
R <sup>2</sup> ajusté	0.42	0.51	0.53	0.68	0.46	0.47	0.49	0.64
	AP Q1	AP Q2	AP Q3	AP Q4	MA Q1	MA Q2	MA Q3	MA Q4
REV	0.56 ***	0.43 **	0.47 **	0.14	0.54 ***	0.77 ***	0.36 **	0.36 *
TOTPOP	3.13 **	3.75 **	8.26 ***	11.12 ***	3.07 **	2.77 **	4.58 ***	9.86 ***
OLDDEP	-1.95 ***	-2.46 ***	-2.11 ***	-1.86 ***	-1.92 ***	-1.98 ***	-2.47 ***	-2.07 ***
TEG	-0.02	-0.06 *	-0.00	-0.01	-0.00	-0.04	0.08 ***	0.01
OFF_AP ou MA	0.02 ***	0.01 **	0.04 ***	0.07 ***	0.13 ***	0.15 ***	0.17 ***	0.10 ***
$\alpha$	0.05 ***	0.04 ***	0.01	-0.02	0.05 ***	0.04 ***	0.04 ***	-0.02
R <sup>2</sup> ajusté	0.49	0.49	0.53	0.56	0.65	0.68	0.66	0.60

\*\*\*, \*\* et \* désignent les significativités à 1%, 5% et 10%

Le pouvoir explicatif du modèle reste substantiel pour tous les segments de ces trois découpages. Pour les maisons, il est maximal pour les départements ruraux, vieux et ceux qui ne sont pas dans les 25% les plus chers. Pour les appartements, l'estimation réalise sa meilleure performance pour les départements vieux, et pour les 25% les plus chers. Le modèle semble aussi produire des résultats très stables. Les variables restent en grande majorité significatives aux mêmes degrés, les coefficients associés ne changent ni de signe ni de magnitude. Ceci suggère que le phénomène étudié possède un degré de généralité élevé, les exceptions semblent rares.

<sup>8</sup> Cette segmentation est fonction de l'âge médian du département par rapport à l'âge médian de la population globale : 48 départements jeunes, 46 départements vieux.

<sup>9</sup> Segmentation définie par l'INSEE : 23 départements urbains, 69 départements ruraux.

Il apparaît cependant quelques variations indiquant qu'il existe des nuances locales dans le mécanisme. Ainsi, le revenu (REV) a un impact renforcé pour les départements ruraux, vieux et peu chers. Par contre pour les zones jeunes et les zones chères son rôle est plus réduit. Pour le marché des appartements, dans les départements jeunes et chers il devient même non significatif. L'impact de la population totale (TOTPOP) présente aussi une certaine variation de son effet. Les segmentations jeune/vieux et urbain/rural manifestent cette variation, mais le point important consiste ici à remarquer que son rôle augmente très nettement avec le prix.

Les facteurs explicatifs pour les zones âgées, rurales et peu chères diffèrent donc de ceux des zones jeunes, urbaines et chères. Dans le premier cas, le revenu et la population totale ont tous les deux des impacts sensibles. Par contre, pour les zones du second type, le revenu perd beaucoup de son importance, parfois même jusqu'à devenir non-significatif, au profit de la population totale. Quant à la variable OLDDEP, son effet reste plutôt constant.

Les taux (TEG) conservent leur impact négatif et très modéré sur les dynamiques de prix. Dans certains cas pour les maisons on peut parfois constater un effet inversé. Il convient cependant de noter que l'amplitude du phénomène reste faible. Ceci pourrait s'expliquer par un effet temporaire d'incitation : les taux étant en train de remonter, l'achat d'une maison étant de plus très engageant financièrement, il faudrait se hâter d'acheter, poussant ainsi les prix à la hausse. Pour les coefficients associés à l'offre neuve (OFF), il semble se confirmer qu'il s'agit bien d'une causalité inversée qui est capturée dans ce modèle. Elle se fonde sur la stratégie de promotion classique visant à construire surtout dans les marchés les plus porteurs (hausseurs). Les coefficients sont en effet les plus élevés pour les maisons en général, les appartements dans l'urbain et dans les zones chères. Cela semble cohérent avec l'activité des promoteurs-constructeurs.

## 6. Discussion et implications

### a. Bilan et histoire de l'impact des baby-boomers sur les prix immobiliers

Le lien entre structure démographique de la population et prix immobiliers, que la littérature suggère, trouve donc dans le cas de la France une réponse positive, comme dans beaucoup d'autres pays. Les éléments de confirmation se fondent sur des statistiques descriptives, temporelles et géographiques, mais surtout sur l'approche en données de panel. Nous avons ainsi trouvé que la population totale et le revenu avaient des effets positifs sur les prix, que la construction neuve également (l'effet de stratégie des promoteurs l'emportant sur l'effet de renforcement de l'offre), et que les taux avaient un impact négatif, quoique beaucoup plus faible que ce que l'intuition laisse penser. Quant à la structure de la population, mesurée avec le ratio OLD DEP, son rôle est également de première importance. S'il existe des nuances locales ces facteurs, et en particulier le dernier, semblent cependant être centraux dans l'explication des dynamiques de prix.

L'identification de la structure démographique comme un facteur essentiel permet de mieux comprendre l'évolution récente et à venir des prix du logement. La phase de très forte hausse entamée en 1996, qui commence à s'infléchir en 2006, mais qui parfois se prolonge jusqu'en 2010 suivant les secteurs et les segments du marché, correspond au pré papy-boom. Cette période se caractérise par des achats massifs de la part des futurs retraités. Ces derniers sont nombreux et tout à fait solvables, puisque avancés dans leur carrière. Cette envolée des prix correspond à un phénomène porté par les acheteurs, un phénomène du côté de la demande.

Autour de l'année 2006, année où les personnes nées dans l'immédiat après-guerre commencent à arriver à l'âge de la retraite, les premiers signaux indiquant que cette dynamique se ralentit apparaissent. Il est remarquable que ces premiers signes de l'inflexion des prix coïncident très précisément avec le début du papy-boom (il s'agit ici aussi d'un élément de confirmation du lien causal). Si l'on considère que les acheteurs de résidences principales sont surtout des actifs dans la deuxième moitié de leur parcours professionnel, réalisant ces achats pour préparer la retraite, on comprend alors la logique économique de cette deuxième phase. Elle se caractérise par une diminution progressive et régulière du nombre des acheteurs, les pre papy-boomers. Ce second temps correspond à la période actuelle ; les prix des logements baissent peu à peu en raison d'un fléchissement de la demande. Le modèle développé dans cet article permet de faire une idée de la magnitude de cette baisse. Le ratio OLDDEP est en 2015 à 49%. Faisons l'hypothèse qu'il sera de 53% en 2020 et de 58% en 2025 (prévisions INSEE), et que les autres facteurs restent inchangés. En appliquant le calcul de sensibilité on obtient pour l'ensemble de la France une baisse des prix immobiliers de 15% sur la période [2015 ; 2020] puis de 17% sur la période [2020 ; 2025], soit 32% pour les dix prochaines années.

Mais il faut aussi considérer un autre élément qui pourrait accélérer cette baisse des prix dans les années à venir : une augmentation régulière du nombre des décès est en effet à prévoir. Les biens hérités seront en partie conservés par les descendants, mais on peut s'attendre à ce qu'une fraction significative de ces biens soient aussi remis sur le marché. Cette troisième phase se caractériserait donc pas la baisse

tendancielle de la demande, les pré-papy-boomers étant de moins en moins nombreux, mais aussi par une augmentation de l'offre suite aux décès des premiers papy-boomers.

Ces trois phases correspondent assez directement au déplacement et au vieillissement de la très nombreuse cohorte des personnes nées entre 1945 et 1970.

#### b. Deux formes de l'ajustement immobilier sur les marchés des pays vieillissants

Le Japon et l'Allemagne sont les pays les plus avancés dans ce processus de vieillissement de leur population. On peut en observer l'effet sur le prix des logements. Si l'on raisonne en prix immobiliers nets, ils ont baissé de 30% en Allemagne sur les vingt dernières années et de près de 50% pour le Japon en vingt-cinq ans. Cette baisse a été lente et régulière, de quelques pourcents chaque année.

Pour les Etats-Unis la situation est différente. Suite aux problèmes sur les prêts subprimes le marché résidentiel a vu ses prix baisser de 35% en deux ans, de 2008 à 2010. Cette correction a été très brutale, mais on peut aujourd'hui considérer que la très forte valorisation des propriétés, du point de vue des jeunes générations, relève du passé. En un sens, la difficulté intergénérationnelle a été résolue. Le développement du marché des subprimes entre 2003 et 2006 pourrait d'ailleurs aussi s'analyser dans cette optique. En effet, à cette époque, les jeunes générations ne pouvant pas soutenir la concurrence avec les pré papy-boomers, elles n'auraient eu d'autres choix que de s'engager dans des prêts immobiliers non-soutenables, ceci afin de satisfaire leur ambition légitime à l'accession.

La question se pose alors de savoir quel sera le chemin suivi en France : une lente érosion, que l'on pourra qualifier du mot de 'déflation', mais qui ne sera en fait qu'un synonyme pour le mot 'papy-boom', ou bien un événement de type 'crise'.

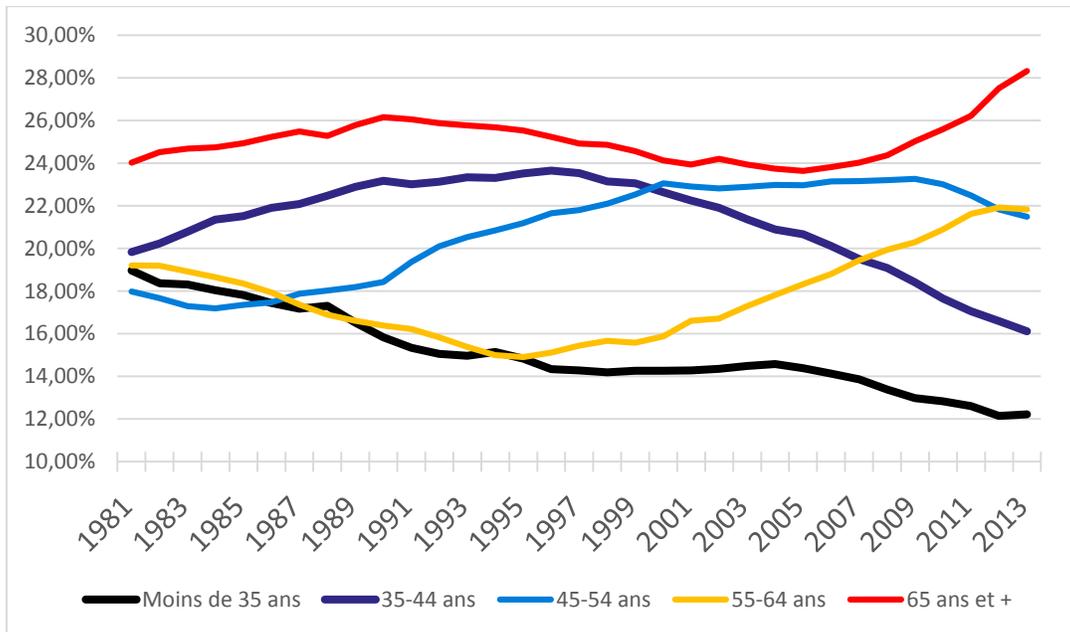
#### c. Concurrence générationnelle pour la propriété du logement

Intrinsèquement, la multiplication par trois des prix immobiliers n'est pas une aberration, il s'agit d'un phénomène d'offre-demande lié à la génération des baby-boomers (nombreux, avancés en carrière et donc très solvables). Cependant il faut bien avoir à l'esprit que les différentes générations ne sont pas en séquence, mais qu'elles sont imbriquées. Il y a donc de fait une concurrence intergénérationnelle sur certains biens communs, et en particulier pour le logement. Le basculement d'une partie des ménages américains jeunes entre 2003 et 2007 vers les crédits subprimes est l'un des symptômes emblématiques de cette éviction, de cette concurrence problématique.

La figure 5 présente l'évolution de la distribution des propriétaires en fonction de l'âge aux Etats-Unis. Depuis le milieu des années 90, la part des propriétaires de moins de 45 ans a fortement baissée, alors que celle des plus de 55 ans augmentait nettement. Il n'existe pas de série annuelle équivalente en France sur

longue période mais on est en droit d'estimer que le mouvement est similaire<sup>10</sup> ; le taux de propriétaires aujourd'hui chez les retraités français est estimé à près de 80% (pour une moyenne de 58%).

**Figure 5 : Distribution des propriétaires américains suivant la classe d'âge (US Census Bureau)**



#### d. Une politique générationnelle orientée

Lorsque les prix du logement sont multipliés par trois la question ne manque pas de venir dans le champ du débat public. Différentes pistes sont alors évoquées et par exemple le soutien à la construction avec des objectifs annuels énoncés. Mais lorsque les classes d'âges nées entre 1945 et 1970 sont plus nombreuses que celles nées entre 1970 et 1995, la question de faire passer le nombre de constructions annuelles de 300 000 à 400 000, ou 500 000, est d'importance secondaire. Les ordres de grandeur, du problème et la piste de solution possible, ne sont pas en rapport. Focaliser le débat sur la construction c'est ignorer l'ampleur du phénomène démographique contemporain.

D'autres mesures d'aides classiques sont souvent évoquées, telles que le PTZ ou les aides à l'investissement locatif. Elles sont aujourd'hui particulièrement discutables. La littérature économique suspecte que ces dispositifs produisent des effets inflationnistes indésirables, c'est-à-dire qu'elles soutiendraient la hausse des prix (Bono et Trannoy (2012), Beaubrun-Diant, Maury (2015)). Ces avantages, qu'ils soient financiers ou fiscaux, seraient en fait en partie captés par des agents à qui elles ne sont pas destinées.

<sup>10</sup> La publication de l'ANIL, Habitat actualités, de juillet 2012 le confirme explicitement : « L'augmentation de la part des ménages âgés explique en grande partie la progression du taux de propriétaires occupants », ceci sur la base des Enquêtes Logement de 1984, 1988, 1992, 1996, 2001 et 2006.

C'est le soutien à l'investissement locatif qui est probablement l'exemple le plus net permettant de suspecter une politique générationnelle orientée pro papy-boomers. En effet, ces derniers sont souvent propriétaires de leur résidence principale, et le crédit associé a été remboursé. Leur capacité d'emprunt peut alors être employée pour l'investissement locatif car, en plus de l'aide fiscale, ils représentent de bons risques pour les banques. D'autant que parmi la jeune génération, les personnes qui auraient pu devenir propriétaires avec des prix immobiliers moyens fournissent en fait un vivier intéressant de bons locataires, de locataires très solvables. Car la question se pose aussi en termes d'orientation des crédits bancaires immobiliers. Aujourd'hui les primo-accédants ne représentent que 20% des encours bancaires (données Banque de France), autant que l'encours de l'investissement locatif...

L'alternative pour les jeunes générations consiste en fait souvent entre la location dans les centres urbains et l'achat dans le péri-urbain. Mais même l'achat peut aujourd'hui être interrogé, car si ce mouvement de baisse des prix se poursuit sur les quinze prochaines années, quelle sera la création de valeur patrimoniale pour ces personnes ? Ils auront acheté très cher un bien, en le finançant par de la dette, alors même que ce bien risque de perdre une part de sa valeur. En ce qui concerne les papy-boomers, l'argument de la transmission du patrimoine à ses enfants ne saurait suffire, car étant donnée l'augmentation de l'espérance de vie, lorsque cette transmission se produira, la génération qui héritera sera presque déjà arrivée à l'âge de la retraite.

Le terme de '*génération sacrifiée*' est parfois mentionné lorsque l'on évoque la situation japonaise de ces vingt dernières années. Ce pays représente un cas d'étude particulièrement intéressant pour l'Europe vieillissante dans un contexte de taux bas et de déflation, cf. Languillon-Aussel (2015) pour le marché des bureaux par exemple. Cet adjectif '*sacrifiée*', est très fort. Peut-être suffirait-il de parler d'inégalité intergénérationnelle pour le cas de la France ? Yates (2011) propose d'introduire le terme de '*soutenabilité immobilière*' en le définissant de la manière suivante :

*« La soutenabilité immobilière signifie que les besoins d'une génération peuvent être satisfaits sans compromettre la capacité des générations futures à satisfaire les leurs. Pour le logement, la soutenabilité se définit en termes de capacité du système actuel à prévenir contre toute augmentation du stress immobilier (le stress immobilier étant une situation où les ménages sont forcés de consacrer une part excessive de leurs revenus à leurs besoins immobiliers) »*

Il semble clair que le stress immobilier subi par les baby-boomers n'est pas du même niveau que celui subi par les générations qui suivent. Il existe aujourd'hui une inégalité intergénérationnelle.

#### e. Le patrimoine résidentiel n'est pas un hors-bilan

Les 34 millions d'unités d'habitations en France ont une surface moyenne de 80 m<sup>2</sup>. Si l'on compte un prix moyen de 2 200 euros du m<sup>2</sup>, l'ensemble du parc immobilier résidentiel français se valorise à près de 6 000 milliards d'euros. Les prix ayant triplé, ce parc valait précédemment à peu près 2 000 milliards d'euros. Il y a donc eu une captation et une immobilisation de 4 000 milliards d'euros en quinze ans. On ne saurait

considérer que ce très important enrichissement ne compte pas, qu'il serait une sorte de hors-bilan des particuliers ; particulièrement quand ce hors-bilan est réparti d'une manière très inégalitaire suivant l'âge.

Or, il existe des techniques permettant de mobiliser ces fonds. Elles peuvent être soit traditionnelles, par exemple le viager, ou plus financières comme le viager hypothécaire. Shan (2012) souligne le développement important de ce marché pour les Etats-Unis actuellement.

Cette situation interroge le système des retraites sur le plan de l'équité générationnelle. Est-il juste de verser des retraites à taux plein à des retraités propriétaires de leur résidence principale, sans prêt associé, parfois propriétaires d'une résidence secondaire et d'investissements locatifs, fiscalement aidés, alors qu'ils pourraient extraire beaucoup de richesse de leur patrimoine immobilier ? La politique fiscale doit-elle se faire en direction du PTZ et de l'investissement locatif, ou prendre pour objectif d'accompagner et de favoriser la mobilisation de la valeur immobilisée dans l'actif immobilier ?

L'inévitable augmentation du nombre de successions dans les années à venir pose aussi des questions sur l'imposition de ces héritages. Rappelons que la dette de l'Etat français est aujourd'hui de 2 000 milliards d'euros, à rapporter aux 4 000 milliards d'euros qui ont trouvé à se réfugier dans les biens immobiliers. Les ordres de grandeur sont comparables. Il y a donc là de puissants moyens pour réduire la dette de l'Etat...

## Bibliographie

- Abel, Andrew B., 2003. *"The effects of a baby boom on stock prices and capital accumulation in the presence of social security"*. *Econometrica*
- Allais, Maurice, 1947. *Economie et intérêt*. Imprimerie Nationale, Paris.
- Ando, Modigliani. (1963). "The "life-cycle" hypothesis of saving: aggregate implications and tests". *The American economic review*. 53(1) : 55-84.
- Ang, Maddaloni. 2005. *"Do demographic changes affect risk premiums? Evidence from International Data"*. *Journal of Business*
- Beaubrun-Diant, Maury. (2015). *"Quels sont les effets du prêt à taux zéro sur les prix du foncier ?"*. EDHEC Position paper.
- Bono et Trannoy (2012), « Evaluation de l'impact du dispositif Scellier sur les prix fonciers », Document de travail, Université Aix-Marseille.
- Campbell, 2007. *"How do house prices affect consumption? Evidence from micro data"*. *Journal of Monetary Economics*
- Diamond, Peter, 1965. National debt in a neoclassical growth model. *American Economic Review* 41 (1965), 1126–1150.
- Engelhardt, Gary, Poterba, James M.. 1991. *"Demographics and house prices: the Canadian evidence"*. *Regional Science and Urban Economics*.
- Ermisch. (1996). "The demand for housing in Britain and population ageing: microeconomic evidence". *Econometrica* 63 : 383-404
- Fortin, Leclerc. 2002. *"Déterminants du prix réel des logements au Canada"*. *Actualité Economique, Société Canadienne de Science Economique*
- Harris, Tzavalis (1999). "Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed". *Journal of Econometrics* 91(2) : 201-226.
- Hendershott, Patric H.. 1991. *"Are real house prices likely to decline by 47 percent?"*. *Regional Science and Urban Economics*.
- Holland. (1991). "The baby-boom and the housing market: Another look at the evidence". *Regional Science and Urban Economics*. 21(4) : 565-571
- Im, Peseran, Shin. 2003. *"Testing for unit root in heterogeneous panels"*. *Journal of Econometrics*.
- Jamal, Quayes. 2004. *"Demographic structure and stock prices"*. *Economics Letters*
- Languillon-Aussel. 2015. *"La renaissance urbaine dans une ville globale mature: vers un rétrécissement spatial de la rentabilité des investissements immobiliers à Tokyo"*. Document de travail, Université Lyon 2.
- Lee, Schmidt-Dengler, Felderer, Helmenstein. 2001. "Austrian Demography and Housing Demand: Is There a Connection?" *Empirica*. 28(3):259–276, 2001.
- Levin, Lin, Chu. 2002. "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*. 108 : 1-24.
- Mankiw, N.G., Weil, D.N., 1989. *"The baby boom, the baby bust and the housing market"*. *Regional Science and Urban Economics*.

Marekwica, Maurer, Sebastian. 2011, "Asset meltdown-Fact or fiction". Journal of Real Estate Portfolio Management

Nakamura, K. and Y. Saita (2007), "Land Prices and Fundamentals," Bank of Japan, Working Paper Series 07-E-8.

P. Neuteboom and D. Brounen. "Demography and housing demand – dutch cohort evidence". Erasmus University Working Paper, 2007.

Nishimura, K. G. (2011), "Population Ageing, Macroeconomic Crisis and Policy Challenges," presented at the Panel on "The General Theory and the Policy Responses to Macroeconomic Crisis" at the 75th Anniversary Conference of Keynes' General Theory, University of Cambridge, June 19-21, 2011.

Ohtake, Shintani. 1996. "The effect of demographics on the Japanese housing market". Regional Science and Urban Economics.

Pasquale, Wheaton. (1994). "Housing market dynamics and the future of housing prices". Journal of Urban Economics. 35(1) : 1-27.

Poterba, James M.. 2001. "Demographic structure and asset returns". The Review of Economics and Statistics.

Poterba, James M.. 2004. "Impact of population ageing on financial markets in developed countries". Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review.

Saita, Yumi, Shimizu, Chihiro, Watanabe, Tsutomu. 2013. "Aging and real estate prices: evidence from Japanese and US regional data". Working paper.

Samuelson, Paul A., 1958. An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money. Journal of Political Economy 66 (December), 467–482.

Shan. 2012. "Reversing the trend: the recent expansion of the reverse mortgage market" Real Estate Economics 39(4) : 743-768

Shimizu, C and T. Watanabe (2010), "Housing Bubble in Japan and the United States," Public Policy Review Vol. 6, No. 3, 431-472.

Takáts, Elöd. 2012, "Aging and housing prices", Journal of housing economics.

Yates. 2011. "Cyclical versus Structural Sustainability of Homeownership: Is Counter-cyclical Intervention in Housing Markets Enough?" Housing studies 26 (7-8): 1059-1080

## Annexe

### Tests de stationnarité IPS et HT

---

Variables	En niveau		En différences premières	
	Common AR (Harris Tzavalis)	Panel specific AR (IPS)	Common AR (Harris Tzavalis)	Panel specific AR (IPS)
Ln_PAPP (prix appartements)	0.77 (1.00)	3.88 (0.99)	0.8 (0.00) ***	-6.52 (0.00) ***
Ln_PMAI (prix maisons)	0.63 (1.00)	7 (1.00)	0.15 (0.00) ***	-4.44 (0.00) ***
Ln_PIB (PIB par tête)	0.8 (0.84)	2.6 (0.99)	-0.2 (0.00) ***	-16.77 (0.00) ***
Ln_REV (revenus des ménages)	0.85 (0.99)	6.22 (1.00)	-0.22 (0.00) ***	-16.53 (0.00) ***
Ln_TOTPOP (population totale)	0.87 (1.00)	5.46 (1.00)	0.44 (0.00) ***	-6.62 (0.00) ***
Ln_OLDDDEP (ratio OLDDEP)	0.87 (1.00)	4.43 (1.00)	0.28 (0.00) ***	-9 (0.00) ***
Ln_offreapp (offre neuve AP)	0.15 (0.00) ***	-5.04 (0.00) ***	-0.33 (0.00) ***	-17.86 (0.00) ***
Ln_offremai (offre neuve MA)	0.55 (0.00) ***	-3.38 (0.00) ***	-0.25 (0.00) ***	-15.97 (0.00) ***

---

\*\*\*, \*\* et \* désignent les significativités à 1%, 5% et 10%