



**HAL**  
open science

# Prix et rendements de l'immobilier résidentiel en France : effets démographiques et investissement dans la Métropole Parisienne

Yasmine Essafi

## ► To cite this version:

Yasmine Essafi. Prix et rendements de l'immobilier résidentiel en France : effets démographiques et investissement dans la Métropole Parisienne. Gestion et management. Université Paris sciences et lettres, 2018. Français. NNT : 2018PSLED062 . tel-03222733

**HAL Id: tel-03222733**

**<https://theses.hal.science/tel-03222733>**

Submitted on 10 May 2021

**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.

# THÈSE DE DOCTORAT

de l'Université de recherche Paris Sciences et Lettres  
PSL Research University

Préparée à l'Université Paris-Dauphine

Prix et rendements de l'immobilier résidentiel en France :  
effets démographiques et investissement dans la Métropole  
Parisienne

École Doctorale de Dauphine — ED 543

Spécialité **Sciences de gestion**

## COMPOSITION DU JURY :

Mme Véronique PERRET  
Université Paris Dauphine  
Présidente du jury

M. Alain COËN  
Université du Québec à Montréal  
Rapporteur

M. Michel ALBOUY  
Université Grenoble Alpes  
Rapporteur

M. Michel BARONI  
ESSEC Business School  
Membre du jury

M. Richard MALLE  
BNP Paribas Real Estate  
Membre du jury

M. Arnaud SIMON  
Université Paris Dauphine  
Directeur de thèse

**Soutenu le 25.10.2018**  
**par Yasmine ESSAFI ZOUARI**

Dirigée par **M. Arnaud SIMON**



*Cette thèse a été réalisée dans le cadre d'une Convention industrielle de formation par la recherche (CIFRE) entre l'Université Paris-Dauphine et la société BNP Paribas Real Estate.*

*L'université Paris-Dauphine et l'entreprise d'accueil BNP Paribas Real Estate n'entendent donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans le présent document : ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.*

## ***REMERCIEMENTS***

Je tiens tout d'abord à remercier les professeurs Véronique PERRET, Michel BARONI, Michel ALBOUY et Alain COËN ainsi que Richard MALLE qui m'ont fait l'honneur de constituer le jury de thèse. Je les remercie vivement pour leur participation et pour le temps consacré à l'évaluation de ce travail.

Je remercie plus particulièrement Michel ALBOUY et Alain COËN d'avoir accepté d'être rapporteurs de ma thèse. Leur lecture attentive et remarques pertinentes serviront à améliorer ce travail de recherche.

Ma profonde reconnaissance va à mon directeur de thèse, Arnaud SIMON, qui a accepté de m'accompagner dans ce petit bout de chemin. Ses qualités intellectuelles ainsi que nos longues discussions et échanges fructueux ont largement contribué à l'aboutissement de ce travail. Je ne lui exprimerai jamais assez ma gratitude pour son encadrement, sa disponibilité, sa confiance et son soutien indéfectible.

Je remercie Richard MALLE et Christophe PINEAU pour m'avoir accueillie dans le département « Études et recherches » de BNP Paribas Real Estate. Les moyens mis à ma disposition tout au long de la thèse, les échanges et les conseils prodigués m'ont permis de mener ce travail de recherche dans les meilleures conditions.

J'y associe également mes collègues de la BNP Paribas Real Estate, en particulier tous ceux qui ont directement contribué à mon épanouissement dans la vie de l'entreprise. Je les remercie pour leur sympathie et pour les nombreux moments de qualité que nous avons partagés.

Une pensée particulière est adressée à l'entreprise *MeilleursAgents.com*, cadre de mon initiation aux prémices de l'immobilier résidentiel, mais aussi vivier stimulant qui a suscité en moi cette détermination de me lancer résolument dans la recherche dans ce domaine. Je remercie en particulier Yoann AUBINEAU.

Je remercie aussi les différents directeurs de masters dans lesquels j'ai enseigné. Leur confiance m'a permis de forger mon expérience dans l'enseignement universitaire. L'enseignement aux universités Paris-Dauphine et Paris-Est Créteil a été très enrichissant tant sur le plan académique que personnel.

Je remercie toutes les personnes qui ont contribué de près ou de loin à ce travail de recherche, en particulier mes co-auteurs Raphaël LANGUILLON et Aya NASREDDINE avec qui j'ai eu beaucoup de plaisir à travailler et à produire des articles, et Dhouha, Karama et Salma pour leur aide précieuse dans la finalisation de ce document.

À titre plus personnel, je dédie ce travail aux plus chers, à mes parents, Hajer et Chiheb, pour leurs encouragements et soutien permanent à mon investissement dans le savoir.

Enfin, je remercie Mohamed pour sa patience et son aide, il a toujours été à mes côtés pour rendre ces années de recherche des plus agréables. Mon parcours n'aurait pas été le même sans la présence de mes enfants, Lina, Maya et Fares, qui ont apporté beaucoup de douceur à mon quotidien de doctorante.

# Table des matières

<b>INTRODUCTION GÉNÉRALE .....</b>	<b>3</b>
<b>Chapitre 1 Impact des facteurs démographiques sur les prix de l’immobilier résidentiel en France .....</b>	<b>21</b>
1. Introduction.....	24
2. Prix immobiliers : une perspective démographique, économique et spatiale .....	28
2.1. Économie du cycle de vie, principes généraux, ‘melt-down’ et ‘melt-up’ .....	28
2.3. Le facteur $d$ et le choix des variables démographiques.....	32
2.3.1. Premier temps de recherche : 1989 – 1996 .....	32
2.3.2. Deuxième temps de recherche : Ré-interrogation contemporaine de la question .....	33
2.3.3. Choix des variables démographiques.....	34
2.4. Choix des variables économiques pour le facteur $g$ .....	35
2.5. Spatialisation de l’étude.....	35
3. Observation des tendances démographiques en France .....	38
3.1. Du baby-boom au papy-boom.....	38
3.2. Dépendance économique et dépendance des personnes âgées.....	39
3.3. Population par groupe d’âge .....	40
4. L’importance particulière du facteur démographique pour les prix des logements .....	44
4.1. Taux de propriétaires .....	44
4.2. Premières intuitions du lien « immo-démo » .....	46
5. Estimation d’un modèle de panel.....	49
5.1. Données de panel et variables .....	49
5.2. Tests préalables et choix du modèle.....	50
5.2.1. Stationnarité .....	50
5.2.2. Cointégration.....	51
5.2.3. Causalité et autocorrélation spatiale.....	52
5.2.4. Méthode d’estimation et modèle retenu .....	53
5.3. Résultats et interprétations .....	55
6. Approfondissement de l’étude démographique .....	58
6.1. Population active et population non active .....	59

6.2.	Population active, population jeune et population âgée.....	59
6.3.	Population par groupe d'âge de 10 ans .....	60
6.4.	Middle to Old Ratio (Ratio M/O) .....	63
7.	Analyse des spécificités territoriales.....	65
7.1.	Définitions des critères de segmentations .....	65
7.1.1.	Première segmentation : Âges médians des départements.....	65
7.1.2.	Deuxième segmentation : Urbanisation et ruralité.....	65
7.1.3.	Troisième segmentation : Prix de l'immobilier .....	66
7.2.	Résultats et interprétations .....	68
8.	Conclusion .....	71
	ANNEXES.....	74

**Chapitre 2 What does the relationship between aging and housing prices tell about local decline and wealth reshaping? ..... 85**

1.	Introduction.....	87
2.	Literature review: Connecting regional decline to the elder-boom from the life cycle perspective applied to house prices.....	89
2.1.	Cyclical and structural declines of spaces.....	89
2.2.	Local territories, the metropolization process, and the elder-boom.....	91
2.3.	Life-cycle economy and house prices .....	93
3.	Data, models and methodology.....	96
3.1.	The demography – price relation .....	96
3.2.	The line of constant price.....	99
3.3.	The elder-boom breaking point.....	100
3.4.	Qualifying departments profiles: DREG and UNP, two orthogonal dimensions.....	103
4.	Spatial trends of the housing wealth circulation caused by the aging shock in France .....	108
4.1.	Economic localization of the aging process: Standard, contrarian, or amplified?.....	108
4.2.	Extended Parisian region .....	111
4.3.	Departments with regional capitals.....	112
4.4.	Littoral departments .....	113
4.5.	Border departments.....	115
5.	To what extent does the aging-price geography correspond to others logics?.....	118
5.1.	A size effect?.....	118
5.2.	A gentrification effect? .....	118

5.3.	An unemployment effect? .....	119
5.4.	An affordability effect? .....	120
6.	Conclusion .....	125
	Appendix.....	127

**Chapitre 3 The Role of Housing in a Mixed-Asset Portfolio; The Particular Case of Direct Housing within the Greater Paris Region ..... 135**

1.	Introduction.....	137
2.	Motivation and related literature.....	140
2.1.	Housing as portfolio valuable diversifier.....	140
2.2.	Housing as inflation hedge asset.....	145
3.	Housing in the Greater Paris Area: a particular case .....	150
3.1.	Market fundamentals.....	150
3.1.1.	Market size.....	151
3.1.2.	Housing tenure .....	153
3.2.	Paris 2024: Impacts of staging the Olympic and Paralympic Games .....	166
3.3.	Grand Paris Express: the biggest transportation network in Europe.....	173
4.	Data.....	179
4.1.	Stocks.....	179
4.2.	Bonds .....	180
4.3.	Cash asset.....	181
4.4.	Housing asset .....	182
4.4.1.	Presentation of the data bases .....	182
4.4.2.	Housing total return computation .....	183
4.4.3.	Clustering of the communes in Greater Paris area.....	185
5.	Analysis and results .....	192
5.1.	Risk-return profiles .....	192
5.2.	Diversification potential - Correlation of returns.....	195
5.3.	Inflation hedgeability .....	198
5.3.1.	Correlation analysis.....	198
5.3.2.	Regression analysis.....	202
6.	About portfolio optimization .....	208
6.1.	Optimal asset allocation.....	208
6.2.	Optimal asset allocation for the first scenario: 127 communes in the Greater Paris area.....	209

6.3. Optimal asset allocation for the second scenario: five groups of communes in the Greater Paris area.....	215
7. Robustness check.....	218
7.1. Portfolio allocation over ten years rolling windows: .....	218
7.2. Efficient frontiers and the impact of housing within a multi-asset portfolio .....	221
8. Introduction of securitized real estate in a multi asset portfolio .....	223
8.1. Previous studies.....	224
8.2. Correlation analysis: Inflation, SIIC and other asset classes returns .....	226
8.3. Portfolio optimization: inclusion of SIIC.....	227
9. Conclusion .....	233
Appendix.....	236
<b>CONCLUSION GÉNÉRALE.....</b>	<b>239</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE .....</b>	<b>251</b>

# Liste des figures

## *Chapitre 1*

Figure 1. Modèle conceptuel pour l'étude du prix des logements.....	31
Figure 2. Indicateur conjoncturel de fécondité.....	39
Figure 3. Taux d'évolution de la population par âge.....	41
Figure 4. Évolution des tailles des trois cohortes de la population.....	41
Figure 5. Ratios de dépendance économique et dépendance des personnes âgées.....	42
Figure 6. Taux de propriétaires par grande classe d'âge.....	45
Figure 7. Taux de propriétaires par classe d'âge.....	45
Figure 8. Ratio OLDDEP et prix immobiliers.....	47
Figure 9. Variations des prix immobiliers et du ratio OLDDEP pour la Creuse, les Alpes-Maritimes, les Bouches-du-Rhône et Paris.....	48
Figure 10. Segmentations spatiales.....	67

## *Chapitre 2*

Figure 1. Population Data Several Sub-Periods.....	102
Figure 2. Correlation circle of 18 variables describing the full set of departments.....	104
Figure 3. The full set of departments according to the two PCA's dimensions (F1 and F2).....	109
Figure 4. The full set of departments according to the two PCA's dimensions and the department's nature.....	111
Figure 5. Geography of Demographic-Price Relation, 2010-2013.....	116
Figure 6. Comparison with others geographies.....	122
Figure 7. PCA over the full sample colored according to various indicators levels.....	124

## *Chapitre 3*

Figure 1. Relative weights of apartments stocks at the regional level.....	152
Figure 2. Relative weights of apartments stocks at the departmental level.....	152
Figure 3. Ownership and rental sectors in French departments and communes of the Greater Paris area (INSEE, 2014).....	158
Figure 4. Index of housing accessibility in communes of the Greater Paris area.....	161
Figure 5. Communes of Greater Paris area dispersion according to home purchase index level and evolution.....	163
Figure 6. Vacancy rates within the communes of the Greater Paris area.....	166
Figure 7. Anticipated economic impact of the Olympic Games in France (M€).....	169
Figure 8. Housing prices' half-year-evolutions.....	178
Figure 9. CAC40 vs CAC40 GR.....	180
Figure 10. The clustering of the 127 communes in five groups of communes.....	189

Figure 11. The five groups' profiles according to the eight descriptors used.....	191
Figure 12. Average annual total returns and volatility measures of various asset classes.....	193
Figure 13. Annual total returns and annual accumulated total returns of various asset classes .....	194
Figure 14. Rolling correlation between housing returns and other asset classes returns.....	197
Figure 15. Rolling correlations between inflation and assets' returns.....	202
Figure 16. Asset allocation for the 127 communes when considering stock, bond, cash and direct housing.....	210
Figure 17. Portfolios allocation .....	212
Figure 18. Risk-Return profiles of the 127 portfolios .....	213
Figure 19. Risk-Return profiles of the 127 portfolios belonging to the five housing groups.....	214
Figure 20. Housing allocation in the 127 communes and corresponding portfolios variances .....	214
Figure 21. Portfolios allocations.....	217
Figure 22. Rolling portfolios optimization .....	220
Figure 23. Efficient frontiers with and without housing, 1997 – 2017.....	222
Figure 24. Portfolios allocation .....	228
Figure 25. Impact of SIIC inclusion on portfolios' variances .....	230
Figure 26. Impact of SIIC inclusion on portfolios' returns .....	230
Figure 27. Impact of SIIC inclusion on portfolios' risks and returns, 1997 – 2017 .....	231

# Liste des tableaux

## *Chapitre 1*

Tableau 1. Estimations des modèles appartements et maisons.....	54
Tableau 2. Estimations des modèles appartements et maisons.....	64
Tableau 3. Estimations du modèle M6 selon les segmentations départementales jeune/âgés, urbain/rural et par quartiles de prix.....	69

## *Chapitre 2*

Table 1. Panel Regression Models for Apartments and Houses.....	99
Table 2. Variables and Databases.....	103
Table 3. Principal Component Analyses for different departments sub-samples.....	107

## *Chapitre 3*

Table 1. Description of the variables used in the A.H.C.....	188
Table 2. The five groups' centroids for the eight descriptors used in the A.H.C.....	191
Table 3. Summary statistics of total returns on various asset classes, 1997 - 2017.....	193
Table 4. Correlation between various asset classes returns, 1997 – 2017.....	196
Table 5. Correlation between inflation and various assets' returns.....	198
Table 6. Regression results of various asset classes on inflation.....	204
Table 7. Autoregressive model of inflation rates.....	204
Table 8. Autoregressive models of inflation rates, 1999 – 2007 and 2008 – 2017.....	205
Table 9. Actual inflation rates and expected and unexpected inflation rates derived from the autoregressive models on the two sub-periods.....	206
Table 10. Regression results of various asset classes on expected and unexpected inflation.....	207
Table 11. Detailed presentation of the four particular portfolios.....	213
Table 12. Stock, bond and five housing groups' tangency portfolios.....	215
Table 13. Portfolios optimal allocation for different levels of returns and risks, 1997 – 2017.....	222
Table 14. Summary statistics of total returns on various asset classes, 2003 - 2017.....	223
Table 15. Correlation between various asset classes returns and inflation, 2003 – 2017.....	227



# *INTRODUCTION GÉNÉRALE*

---



# ***INTRODUCTION GÉNÉRALE***

Tout en étant une composante essentielle des décisions d'investissement des ménages et des investisseurs institutionnels, le secteur de l'immobilier résidentiel est un enjeu socio-économique de première importance et s'érige de ce fait en élément central dans les orientations stratégiques des politiques publiques. L'impératif de disposer de statistiques fiables et rigoureuses prend donc toute sa dimension dès lors que ces chiffres constituent des instruments décisifs dans la lecture d'un marché aussi important.

Cependant, l'éclectisme des sources d'information, l'émiettement des chiffres, la relative inaccessibilité des divers détenteurs d'information ou encore l'absence pure et simple de données sont autant de facteurs qui compliquent les processus de prise de décision, que ce soit pour le « projet d'une vie » du particulier, pour ses investissements locatifs ou plus globalement pour les stratégies d'investissement des investisseurs institutionnels.

Face à ces enjeux et ces décisions conséquentes et engageantes, BNP Paribas Real Estate a déployé des moyens significatifs pour conseiller au mieux les différentes parties dans ces processus. C'est dans le cadre de la dynamisation de son pôle « Études et recherches / Classe d'actif Résidentiel » que s'inscrit ce travail de recherche.

Les travaux réalisés au cours de cette thèse ont la modeste ambition d'apporter un éclairage sur le marché résidentiel en France et les différentes dynamiques qui s'y déploient. Afin de répondre à cet objectif, il s'avère nécessaire de prendre en considération les diverses facettes de l'environnement dans lequel s'inscrit et avec lequel interagit le marché des logements en s'intéressant aux facteurs macroéconomiques, microéconomiques et sociodémographiques.

Cela nous permettra de comprendre un marché à la fois complexe, parfois intrigant mais surtout passionnant.

Le parc immobilier en France représente une valeur d'environ 8 000 milliards d'euros, réparti inégalement entre les classes d'actifs (résidentiel, bureaux, commerces, logistique, locaux d'activité), mais aussi réparti de manière hétérogène sur le territoire français. Les agents économiques détenteurs de ce patrimoine étant divers et variés, la répartition des différentes classes d'actifs immobiliers diffère en conséquence. Ainsi, nous retiendrons que les ménages possèdent 82% des logements, et que cette classe d'actif représente 68% de leur patrimoine total (initialement réparti entre actifs financiers et non financiers)<sup>1</sup>.

Au sein même de cette catégorie, les disparités se font ressentir tant au niveau des profils des ménages qu'au niveau territorial. En fonction de divers facteurs tels que le revenu, l'âge, la catégorie socio-professionnelle, ou encore la localisation géographique, la valeur du patrimoine immobilier varie et affiche des évolutions de long-terme différenciées. Selon Lollivier et Verger (1996), la combinaison des trois derniers facteurs (à savoir l'âge, la catégorie socio-professionnelle et la localisation géographique) semble être la plus discriminante en matière d'inégalités du patrimoine (rendant compte de 47% de l'inégalité). La conséquence de cette différenciation se fait sentir, entre autres, aux moments de la mobilisation de leur patrimoine. Grâce à leurs revenus durant la vie active, les individus se constituent en effet un portefeuille d'actifs qu'ils sont amenés à utiliser ultérieurement pour faire face aux aléas de la vie ou pour pouvoir partir à la retraite tout en limitant la baisse de leurs revenus. Or, étant donné les évolutions divergentes des marchés résidentiels locaux, on ne peut que constater l'inégalité des

---

<sup>1</sup> « Patrimoine national », L'économie française, édition 2017 - Insee Références.

individus face à cet exercice de transformation de la richesse immobilière en liquidité. Ainsi, certains se retrouveront avec un patrimoine qui aura doublé ou triplé de valeurs, tandis que d'autres réussiront à peine à céder leurs biens. Ces divergences territoriales seraient d'autant plus marquées dans un contexte démographique particulier et propre à chaque territoire.

Bien que la démographie française suive une tendance dominante orientée vers le vieillissement de la population, il n'en va pas de même pour tous les territoires et la nature du marché résidentiel s'en trouve impactée. Une approche territorialisée est donc nécessaire pour cerner cet objet multifacette que constitue le marché résidentiel. L'étude de Gilbert Emont (2015), « L'empreinte des territoires » en donne un exemple parmi d'autres. L'auteur étudie à travers une approche typologique cinq groupes d'aires urbaines présentant chacune des combinaisons particulières de facteurs. Tandis que certains territoires feraient partie du groupe des « déclinants », pâtissant d'une faible démographie, d'une population peu solvable et ce malgré des prix immobiliers parmi les plus abordables ; d'autres territoires feraient partie du groupe des « dynamiques » ou encore de celui des « leaders » avec plusieurs moteurs économiques. Ces derniers feraient parfois l'objet d'un processus de métropolisation accélérée en bénéficiant d'une forte croissance démographique, d'une population active importante mais avec des prix immobiliers élevés et croissants.

Il est possible que ces divergences tendent à se creuser dans le futur étant donné leur nature structurelle, et donc durables, et qu'elles aillent jusqu'à créer de nouvelles fractures territoriales. Elles s'articulent ainsi aux enjeux contemporains les plus importants tels que les phénomènes de gentrification, de métropolisation, de déclin des territoires, etc. Parmi ces facteurs structurels, l'évolution de la démographie locale est au premier plan. Que ce soit en

termes de structure ou de taille, la population influence durablement et directement les marchés et la circulation de richesses immobilières.

L'importante question des investissements immobiliers s'articule aussi à ces enjeux. Les investisseurs avertis sont en effet de plus en plus sensibles aux dynamiques démographiques locales, les performances escomptées se doivent de correspondre le plus possible à la réalité des territoires en englobant divers aspects. L'immobilier, et le marché résidentiel en particulier, sont ainsi au croisement de plusieurs thématiques et disciplines ; la réalité immobilière ne pouvant être traitée correctement sans recourir à diverses spécialités et connaissances. C'est dans ce cadre que s'inscrit cette thèse qui traite à la fois de la démographie des populations, des territoires et de l'investissement résidentiel.

*Premier axe de la recherche : Les évolutions démographiques et leurs impacts sur le marché résidentiel*

Le premier chapitre de cette thèse répond à un double objectif. Le premier est de satisfaire la volonté et le besoin de l'entreprise Bnp Paribas Real Estate d'appréhender le marché résidentiel français sous un angle nouveau et « original ». Le second objectif est d'inscrire de manière durable la nécessité de prendre en considération la sphère démographique lors de l'étude du marché résidentiel.

En effet, les perspectives démographiques en France ont longtemps généré des interrogations qui portaient principalement sur les systèmes de retraites, l'équilibre budgétaire, les dépenses de l'État allouées à la prise en charge médicale des personnes âgées, etc.

Pour autant, les tendances démographiques sont structurelles et tellement structurantes qu'elles devraient être analysées sur divers champs, autres que ceux qui sont purement comptables et

qui laissent peu de places aux interprétations socio-économiques. Dans ce contexte, le but principal de notre étude a été de spécifier la relation entre le marché résidentiel et la démographie française.

En effet, l'analyse du prix des biens résidentiels fait intervenir plusieurs dimensions. Nous en gardons les plus importantes à notre sens : économique-financière, spatiale et démographique. La première dimension mobilise des explications relatives à la croissance économique, aux revenus des ménages, aux taux d'intérêts, à la facilité ou la difficulté d'octroi des crédits, ainsi qu'aux éléments fiscaux. La seconde, qui sera aussi explorée au cours du deuxième chapitre de cette thèse, s'interroge sur la manière avec laquelle se déclinent les différentes dynamiques sur le territoire : zones de concentration de la richesse, zones d'éviction liées à des phénomènes de paupérisation et/ou de désertification. Cette dimension relève entre autres des politiques d'aménagement du territoire.

Avec ce premier chapitre, nous souhaitons attirer l'attention sur la dernière dimension, à savoir le facteur démographique, qui nous semble être au cœur de la question, et dont la pertinence en tant que facteur sous-jacent aux fluctuations des prix du résidentiel s'avère de plus en plus vérifiée en France. En effet, étant donné le contexte particulier marqué par une recomposition en faveur des personnes âgées de plus de 60 ans, une baisse de la population active et une augmentation continue de la taille de la population, il est opportun d'analyser les conséquences de cette recomposition démographique sur le marché résidentiel ; les principaux acteurs étant les personnes individuelles.

Nous avons constaté au début de notre parcours que le sujet était très peu abordé alors que la France est hautement concernée par le vieillissement. Au fur et à mesure que nous avançons dans notre parcours, l'intérêt pour ce sujet et la prise de conscience de son importance

grandissaient. Ainsi, les événements se sont multipliés : rencontres, tables rondes et audition au Sénat sur le thème du vieillissement, de son impact sur le marché résidentiel français, des modes de « liquéfaction » du patrimoine de personnes âgées, etc. La recherche académique s'est aussi emparée de ce sujet en abordant, lors de conférences internationales et dans des publications scientifiques, la question de l'impact du vieillissement des populations sur les marchés immobiliers. Sur le plan professionnel, des entreprises spécialisées ont également vu le jour au cours de ces dernières années. Ces entreprises, telles que « *Quasiaqui* »<sup>2</sup>, ou encore la future entité qui sera créée pour gérer le modèle de la « Vente Anticipée Occupée »<sup>3</sup> développé par la chaire « Transitions démographiques, Transitions économiques », proposent des solutions innovantes pour *désimmobiliser* le patrimoine des personnes âgées, gérer et fluidifier les transactions entre générations.

Conscients de la nécessité de ne plus omettre cette dimension démographique, nous avons tout d'abord cherché à identifier l'impact des changements démographiques sur le marché immobilier résidentiel français, plus particulièrement les effets de distorsion dus aux classes d'âge plus ou moins nombreuses. En effet, le baby-boom d'hier est aujourd'hui devenu un papy-boom. En d'autres termes, nous nous sommes intéressés au comportement d'un individu

---

<sup>2</sup> *Quasiaqui* est une plateforme de location avec option d'achat qui consiste pour le locataire (quasi-acheteur) à payer une redevance mensuelle répartie entre loyer et épargne. Une fois l'option d'achat levée, l'épargne constituée vient en déduction du prix de vente. Cette innovation immobilière contribue à fluidifier les transactions entre acheteurs et vendeurs car elle facilite d'une part l'accession à la propriété à une catégorie de population, par exemple les jeunes actifs, pour qui l'achat immobilier était initialement exclu, et d'autre part facilite la vente aux propriétaires, généralement plus âgés, qui n'arrivent pas à vendre leurs biens immobiliers notamment dans des zones où la demande n'est pas présente.

<sup>3</sup> La *Vente Anticipée Occupée (VAO)* propose aux seniors de céder leur résidence principale à un investisseur institutionnel, tout en restant dans les lieux, moyennant le versement d'une redevance. Le mécanisme *VAO* s'appuie sur l'introduction d'une décote de cession pour répondre aux exigences de rentabilité des investisseurs. Cette décote de cession varie en fonction de l'âge de l'individu et de l'emplacement du bien immobilier, la zone 1 se caractérisant par une augmentation des prix, la zone 2 par une stabilité des prix et la zone 3 par une diminution des prix. Ainsi, plus l'âge auquel l'individu vend son bien est élevé, plus la décote sera faible. De la même manière, la vente d'un bien en zone 1 se verra attribuée une décote plus faible par rapport aux zones 2 et 3.

actif qui prépare sa retraite et d'un retraité qui prépare sa dépendance, ainsi que sa succession. Une offre massive de logements provenant des plus âgés (en réponse à une fragilisation financière ou suite à leurs décès) pourrait être par exemple difficile à absorber à certaines périodes, tandis que pour d'autres périodes ou dans des lieux spécifiques (les métropoles) la demande des plus jeunes pourrait ne pas être pertinemment satisfaite (inadéquation de la localisation, des prix, etc.). La valorisation des biens résidentiels et plus globalement la richesse immobilière s'en trouvent systématiquement impactées, à des degrés différents en fonction des territoires et de leurs profils démographiques spécifiques.

Afin de répondre aux besoins de l'analyse et pour prendre en compte la double dimension spatiale et temporelle du phénomène, nous avons recours à une approche en données de panel. Ce dernier est un panel court cylindré constitué de 94 départements de la France métropolitaine et de 14 observations annuelles de 2000 à 2013, soit 1316 observations. Inspiré du modèle de Takàts (2012) et calibré pour le cas français, notre modèle d'analyse sera le suivant : nous chercherons à expliquer les prix des biens immobiliers (logements collectifs et logements individuels séparément) par des variables appartenant aux différentes sphères citées ci-dessus, à savoir les revenus des ménages, le taux d'intérêt des crédits immobiliers, la taille de la population, le vieillissement de la population<sup>4</sup>, le taux de divorce et l'offre des logements neufs. En plus de mettre en évidence la primauté de certaines variables par rapport à d'autres, les résultats de cette analyse aboutiront à des réflexions pertinentes notamment sur la territorialisation des impacts de certains facteurs. Ainsi, à la fin de ce premier chapitre, nous mènerons une étude préliminaire impliquant une catégorisation des départements en fonction

---

<sup>4</sup> Le vieillissement est mesuré par le ratio de dépendance des personnes âgées qui est le rapport entre la population âgée de plus de 60 ans et la population âgée entre 20 et 59 ans.

de caractéristiques basiques tels que la classification du département (rural ou urbain), le profil démographique dominant et la cherté des prix immobiliers. Les résultats nous ont encouragés à explorer davantage le lien démographie-prix immobiliers et ses déclinaisons territoriales dans le chapitre 2.

*Deuxième axe de la recherche : le lien démographie-immobilier comme un indicateur clé des différences territoriales*

L'approche du premier chapitre serait diminuée de son sens si elle n'était pas complétée par une approche économétrique qui permette de confirmer que les facteurs structurants des différences territoriales des marchés du logement renvoient à des critères probants de l'analyse démographico-socio-économique telle que menée précédemment, à savoir le lien démographie-prix immobiliers (qui est notre dynamique d'intérêt).

Partant de ce constat, l'analyse en composantes principales nous a paru particulièrement pertinente, notamment pour confirmer ces hypothèses objectives que nous pouvions avoir sur les déterminants possibles des typologies des différents marchés résidentiels. Grâce à cette technique, nous serons en mesure de vérifier la pertinence de notre dynamique d'intérêt en fonction de la prépondérance des variables liées à la population, au vieillissement et aux prix résidentiels, dans les composantes structurantes de l'analyse. Nous serons également en mesure de vérifier l'émergence de groupes de départements qui se comportent de manière relativement homogène selon les plans de l'analyse en composantes principales.

Pour ce deuxième chapitre de thèse, les départements sont au cœur de l'analyse. Ces derniers ne représentent pas un marché résidentiel français mais bien plusieurs marchés résidentiels qui répondent à des logiques différentes et avec des réalités socio-économico-démographiques

propres à chacun. Nous nous sommes interrogés sur la pertinence du niveau géographique départemental pour traduire les marchés du logement. Les aires urbaines, telles que définies par l'INSEE<sup>5</sup>, seraient plus proches des réalités économiques des territoires. Elles permettraient d'intégrer une partie du secteur rural proche constituant un vrai marché résidentiel de report voire de substitution par rapport aux options résidentielles données aux communautés urbaines. Dans cette hypothèse, les marchés résidentiels seraient plus pertinemment décrits par cette échelle géographique. Toutefois, la disponibilité des données nous a conduits à considérer le niveau départemental qui est tout de même plus précis qu'une analyse avec des moyennes nationales qui dissimule de véritables disparités entre les territoires.

L'approche typologique des départements développée à l'occasion de ce deuxième chapitre de thèse permettra l'identification de différents profils de marchés résidentiels. Pour ce faire, une catégorisation des départements sera réalisée dans un premier temps en fonction de deux caractéristiques démographiques, à savoir la croissance démographique (qui reflète la capacité du système socio-économique à générer et à retenir la population) et le vieillissement (qui peut peser sur le système socio-économique et diminue de ce fait l'attrait du territoire). Le lien démographie-prix immobilier suggéré dans le premier chapitre de thèse conduira par la suite à la définition de trois principaux types de marchés résidentiels qui dépendent de la catégorie des départements sur lesquels ils s'érigent.

Une fois cette typologie « initiale » déterminée, l'objectif par la suite est d'identifier un ensemble de mécanismes qui régissent localement les territoires et qui aboutiraient à des différences significatives entre les marchés immobiliers.

---

<sup>5</sup> Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE).

Pour ce faire, les 94 départements de notre base de données seront décrits par le biais de 18 variables qui concernent à la fois des aspects socio-économiques (tels que le taux de pauvreté, le taux de chômage, le PIB territorial, etc.), des aspects des marchés résidentiels (structure des parcs, prix, loyers, etc.) ou encore des aspects démographiques.

C'est à ce stade que l'analyse en composantes principales nous a paru particulièrement pertinente. Cette dernière mettra en évidence la prépondérance de certaines variables par rapport à d'autres lors de leur agrégation en composantes principales. Elle permettra également d'analyser le positionnement des départements autour des axes des composantes principales. Le caractère structurant des composantes qui émergent sera testé en reconduisant l'analyse en composantes principales sur différents sous-ensembles de départements (départements n'ayant pas de spécificités administrative ou géographique versus départements ayant au moins une caractéristique particulière au sens de notre analyse : départements littoraux, frontaliers, accueillant une capitale régionale, départements franciliens étendus, etc.).

Après la constatation et la confirmation de l'émergence des mêmes variables différenciantes (à savoir celles qui se rapportent en particulier à la démographie et à l'immobilier) et ce sur différents sous-ensembles de départements, il nous a paru opportun de confronter la géographie des départements tels que décrits par le lien démographie-prix immobilier (notre dynamique d'intérêt), à d'autres géographies socio-économiques.

Nous comparons alors la dynamique des marchés résidentiels territoriaux à la dynamique de gentrification (mesurée par le ratio des catégories socio-professionnelles inférieures par les catégories socio-professionnelles supérieures), à la taille des départements (mesurée par les populations), à celle de la répartition du chômage sur le territoire français et enfin à la dynamique de pouvoir d'achat résidentiel sur les différents territoires (à cet effet, des travaux

de construction de l'indice CAPAC, capacité d'achat immobilier, ont été menés et ont abouti à des indices annuels sur différentes échelles géographiques allant de la commune jusqu'au niveau national, sur un historique de allant de l'an 2000 jusqu'à ce jour). Les résultats de cette comparaison sont instructifs dans le sens où certaines dynamiques semblent correspondre plus étroitement à la dynamique des marchés résidentiels territoriaux tels que décrits par le lien démographie-prix immobilier, tandis que d'autres ne se recoupent que très peu avec notre dynamique d'intérêt, en particulier la dynamique du chômage.

*Troisième axe de la recherche : l'immobilier résidentiel direct comme une classe d'actif dans un portefeuille financier*

Dans les chapitres précédents, nous nous sommes attardés sur l'analyse de la notion des prix des logements et de leur dynamique. Dans ce dernier chapitre de thèse, nous souhaitons tourner notre compréhension vers une application pratique en nous interrogeant sur l'impact de cette dynamique dans une approche d'investissement. En effet, il existe à disposition des investisseurs un ensemble d'actifs dans lesquels ils peuvent investir, et ce conformément à leurs objectifs et contraintes. Ces investisseurs, qu'ils soient institutionnels ou privés, démontrent un intérêt pour l'actif immobilier. L'intérêt est certes tributaire du contexte en cours, mais il est toujours justifié par les mêmes motivations ; l'immobilier est une classe d'actifs dont le couple rendement/risque est intéressant, se situant historiquement entre la classe d'actif la plus risquée (les actions) et la classe d'actif la moins rémunératrice (les obligations), avec une corrélation très faible, voire négative, avec ces dernières. Ces caractéristiques font donc de l'actif immobilier un vecteur de placement attractif, un moyen

efficace de diversification et d'amélioration de la performance globale d'un portefeuille composé de valeurs mobilières.

Dans ce dernier chapitre, nous centrons notre analyse sur un territoire particulier, celui de la métropole du Grand Paris. Indépendamment de la disponibilité des données à l'échelle des communes, cette zone nous semble particulièrement intéressante pour que l'actif résidentiel physique sur ces communes soit considéré en tant que classe d'actif. Une partie conséquente de l'étude exposera nos motivations quant à ce choix de territoire. Les autres classes d'actifs considérées dans l'étude sont les actions (approximées par les performances du CAC40), les obligations (approximées par les OAT10 ans français), et enfin le cash (approximé par l'Euribor 3 mois). Ces classes d'actifs constituent ce qu'on appellera par la suite le portefeuille « mixte ». Nous sommes conscients que ces choix peuvent influencer le positionnement de chacune des classes d'actifs, mais traditionnellement ces classes d'actifs constituent à elles quatre la quasi-totalité des portefeuilles des investisseurs et du patrimoine des ménages.

Après l'introduction du contexte de l'étude, nous traiterons du rôle joué par l'actif résidentiel physique au sein du portefeuille mixte. Nous nous intéresserons à la période complète de 1996 à 2017, période délimitée par la disponibilité des données, en particulier les séries des prix de l'immobilier résidentiel fournies par la Chambre des Notaires de Paris.

Pour cette période et pour chacun des actifs considérés, nous calculerons tout d'abord la rentabilité totale annuelle et le risque (mesuré par l'écart type des rentabilités annuelles)<sup>6</sup>. Nous comparerons par la suite les paramètres de rentabilité et de risque de l'actif résidentiel physique avec ceux des autres actifs considérés dans l'étude afin de vérifier dans le contexte national la

---

<sup>6</sup> Nous avons recours aux paramètres historiques en faisant l'hypothèse que les valeurs historiques sont susceptibles de se reproduire dans les années à venir. Le recours aux valeurs prévisionnelles constituerait une véritable amélioration de ces travaux.

véracité des idées communément reprises concernant les profils plus ou moins attractifs de chacune des classes d'actifs.

Il s'en suit une étude sur le potentiel de l'actif immobilier à protéger contre l'inflation. L'inflation est décomposée en inflation anticipée et inflation non anticipée. Dans la littérature existante, nous remarquons que le pouvoir de l'immobilier résidentiel à protéger contre l'inflation est surtout démontré pour sa composante anticipée. Notre étude explicitera ce qu'il en est pour le cas de la France et pour la période d'étude dont les dernières années sont marquées par une inflation particulièrement faible.

Il est à noter par ailleurs que la diversification de portefeuille est certes indispensable voire plus efficace dans le cas de portefeuilles de taille conséquente, mais elle n'en demeure pas moins importante pour les « petits » investisseurs. Ces derniers sont représentés en grande majorité par les ménages dont la décision d'investissement, en particulier dans l'immobilier, reste l'une des décisions financières les plus importantes de leur vie. Ils doivent ainsi optimiser et arbitrer leur patrimoine entre patrimoine financier et immobilier, car ce patrimoine constitue pour eux une sécurité et une stabilité financière indispensable face aux aléas de la vie mais aussi, et surtout, un levier essentiel pour la préparation de la retraite.

Pour évaluer le rôle que peut jouer l'actif résidentiel dans une optique de diversification de portefeuille, nous nous baserons sur une étude des corrélations des rendements ainsi que sur le concept de la frontière efficiente. Pour ce faire, nous chercherons les combinaisons efficaces d'actifs du point de vue du critère moyenne-variance. Nous comparerons par la suite les frontières construites pour des portefeuilles composés d'actifs financiers classiques à celles des portefeuilles incluant de l'immobilier résidentiel physique. Plus l'écart entre les frontières est marqué, plus le rôle de l'actif immobilier introduit dans le portefeuille est important.

Enfin, dès lors que les rôles joués par l'actif résidentiel sont mis en évidence, nous nous pencherons sur la question de la pondération de l'actif résidentiel lorsqu'il est considéré conjointement avec les autres classes d'actifs au sein du portefeuille mixte. Cette problématique d'allocation est importante car l'impact est directement traduit au niveau des performances des portefeuilles. Pour cette étude, nous chercherons la composition du portefeuille dont le ratio de Sharpe est le plus élevé au long de la frontière efficiente. Nous faisons le choix de présenter les résultats pour ce portefeuille particulier pour plusieurs raisons. Tout d'abord nous souhaitons rester neutre dans le choix de représentation de l'investisseur. Nous ne souhaitons pas mettre en avant une stratégie plutôt qu'une autre, ou nous placer sur un profil particulier d'investisseurs (averse au risque, ou au contraire très demandeur de risque et de rémunération). Il est communément fait référence au ratio de Sharpe en matière de choix de portefeuilles. Étant donné que ce ratio mesure le surcroît de rentabilité d'un actif par unité de risque, nous faisons l'hypothèse que l'investisseur qui opte pour le portefeuille maximisant le ratio de Sharpe est l'investisseur le plus rationnel. Enfin, ce portefeuille est un point particulier de la frontière efficiente, il indique donc le positionnement de cette dernière et permet la comparabilité de plusieurs portefeuilles.

Ainsi, nous analyserons les allocations obtenues pour les actions, les obligations, le cash et l'actif résidentiel. Il est à noter que nous obtiendrons autant de portefeuilles potentiels que de communes du Grand Paris car chaque commune est considérée comme une classe d'actif résidentiel possible.

Ces allocations entre les différentes classes d'actifs peuvent s'avérer sensibles aux choix des périodes. Afin de tester cette sensibilité des allocations à la période de détention, la période globale de 1997 à 2017 sera divisée en périodes glissantes de 10 ans allant de la période 1997

– 2006 à la période 2008 – 2017. Pour chacune de ces sous-périodes, l'optimisation sera recalculée et les poids régénérés.

Une étude du rôle de l'immobilier au sein d'un portefeuille ne serait pas complète si elle ne prenait pas en considération l'immobilier coté. Ce sujet sera introduit en fin de chapitre, avec une revue de littérature portant sur le rôle de l'immobilier coté dans un portefeuille mixte et sur la corrélation entre immobilier coté et immobilier physique. Dans certaines études précédentes, l'allocation en immobilier coté apparaît comme étant plus modeste que celle en immobilier direct. Nous vérifierons cette hypothèse ainsi que d'autres en fin de chapitre (telles que la (dis)similarité du profil rendement-risque de l'immobilier coté avec les autres classes d'actifs, la nature de la corrélation entre l'immobilier physique et l'immobilier coté, les pondérations obtenues en présence des deux types d'actifs immobiliers, etc.).



# *CHAPITRE 1*

---



# Chapitre 1 *Impact des facteurs démographiques sur les prix de l'immobilier résidentiel en France*

## Résumé

Afin d'étudier le lien entre la démographie et l'immobilier, nous partons du constat généralisé du changement structurel des populations, notamment dans les pays développés. La tendance observée du vieillissement des populations n'est pas sans impact sur l'économie, et particulièrement sur le marché de l'immobilier résidentiel. En ce qui concerne le cas particulier de la France, nous nous posons la question sur la coïncidence entre 1997 et 2007 d'un grand nombre de futurs retraités avec la très forte hausse des prix du résidentiel. En se basant sur des éléments temporels et géographiques, complétés par un modèle de panel, cet article tend à confirmer l'existence d'une causalité démographique. Dans le contexte actuel de 'papy-boom', le modèle suggère une lente érosion des prix. En effet, notre panel de 94 départements français sur la période 2000 – 2013 montre que les prix des appartements et des maisons sont significativement impactés à la baisse par le vieillissement de la population française (mesuré par le ratio de dépendance des personnes âgées), et inversement par l'augmentation de la taille de la population. La prise en compte de ces facteurs démographiques, en absolu (taille) et en structure (vieillesse), fait de plus apparaître comme minimales les effets des taux, des revenus, de la construction et du divorce, sur les prix.

*Mots-clés : prix immobiliers, démographie, vieillissement, données de panel.*

### Abstract

**Purpose** - Worldwide variations in the population structure are taking place over the next century, and this is expected to have impacts on the whole economic systems, and particularly on the housing market (i.e. price of homes, ownership structure, and supply and demand of residential properties). In this paper, we empirically investigate how the French real estate is affected by both economic and demographic factors.

**Design/methodology/approach** - Starting from the theoretical benchmark model of Takáts (2012), we first investigate the relationship between collective and individual housing prices dynamics and GDP, total population and old age dependency ratio.

**Findings** - Results from fixed effect regressions on 94 French departments on the period 2000 – 2013 show that real estate prices are significantly and positively affected by the total population number and the total GDP, while they are significantly and negatively affected by the old age dependency ratio (ratio of population aged 60+ to the working population). Furthermore, obtained results and the particular case of France have motivated further research by enriching the baseline model with various financial, real estate, economic and demographic explanatory variables and analyzing our panel in a more segmented way. In all cases, economic impact on real estate market is significant and around the unit\_ i.e. 1% increase in GDP leads a 1% increase in housing prices\_ while demographic factors seem to have a greater impact on housing market prices.

**Research limitations/implications** - This paper is exploratory and raises a number of questions for further investigation. There is scope to address the research questions using longer data

series, which would allow us to study properly the long run relationship between all the factors studied. There is also scope to extend the research to explore and characterize the interactions between key departments of the whole French real estate market.

Originality/value - This study, to our knowledge, is conducted for the first time across departments in France.

*Keywords: Real estate prices, demography, aging, panel data.*

## 1. Introduction

Le vieillissement des populations est au cœur des préoccupations des gouvernements. En effet, il est courant de considérer de prime abord le vieillissement comme une tendance démographique défavorable pour la croissance et le dynamisme économique. Le déclin de la part de la population active en faveur de l'augmentation de la part des personnes âgées a des impacts sur le système économique global, et plus généralement tout changement dans les structures des âges des populations peut affecter fortement l'équilibre économique général.

C'est dans ce contexte que des questions fondamentales induites par le vieillissement des populations sont largement étudiées ; particulièrement lorsque ces dernières concernent les budgets des gouvernements, l'équilibre budgétaire, les pressions sur les dépenses publiques, les réformes en matière de retraite et de santé (Wurzel, 1995 ; Bryant, 2003)<sup>7</sup>.

D'autres thématiques ont été étudiées, telles que les impacts du vieillissement sur les marchés ; la demande et l'évaluation des actifs financiers, l'*Asset meltdown*, etc. (Poterba, 2001 ; Marekwica *et al.*, 2011)<sup>8</sup>.

L'Europe est très préoccupée par cette problématique de vieillissement, car elle compte actuellement le plus grand nombre de personnes âgées relativement à sa population totale (18% de la population européenne est âgée de plus de 65 ans, contre 8% en Asie, WPP 2015<sup>9</sup>). Cette tendance devrait se poursuivre jusqu'en 2050, étant donné que la plupart des pays européens seront confrontés, à des degrés différents, à une croissance beaucoup plus rapide de leurs populations âgées de plus de 60 ans que de leurs populations totales.

---

<sup>7</sup> Wurzel, 1995, "Ageing Populations, Pension Systems and Government Budgets: How Do They Affect Saving?", Bryant, 2003, "Modelling the effect of population aging on government social expenditures".

<sup>8</sup> Poterba, 2001, "The impact of population ageing on financial markets" et Marekwica *et al.*, 2011, "Asset melt-down; Fact or Fiction".

<sup>9</sup> World Population Prospects. Nations Unies. 2015

Prenons par exemple le cas de la France, qui serait selon les projections de l'INSEE l'un des pays les plus peuplés en Europe d'ici 2050, avec environ 70 millions de citoyens. La France connaîtra un processus sans précédent de vieillissement de la population. À cette date, 15,6% des citoyens français auront plus de 75 ans et plus de 33% auront plus de 60 ans (contre 20% actuellement). Ainsi, nous pensons que cela devrait avoir des répercussions sur l'ensemble du système économique français, et en particulier sur le marché du logement, c'est-à-dire l'offre et la demande des biens résidentiels, les prix, la structure de propriété, etc. C'est dans ce sens que nous avons mené notre étude des impacts des changements démographiques sur le marché résidentiel français.

En effet, l'analyse des prix des biens résidentiels fait intervenir trois dimensions : économique, spatiale et démographique. La première dimension mobilise des explications relatives à la croissance économique, aux taux d'intérêts, à l'assouplissement ou pas des conditions d'octroi des crédits, au niveau de la construction ainsi qu'à des éléments fiscaux. La seconde s'interroge sur la manière dont se déclinent sur le territoire les différentes dynamiques : zones de concentration de la richesse, zones d'éviction liées à des phénomènes de paupérisation et/ou de désertification. Elle relève des politiques d'aménagement du territoire.

Par ce travail, nous souhaitons attirer l'attention sur la troisième dimension, c'est-à-dire le facteur démographique, dont la considération en tant que facteur sous-jacent aux fluctuations des prix du résidentiel semble de plus en plus pertinente. En présence d'une tendance démographique structurelle forte : la baisse des taux de natalité, accompagnée d'une augmentation de l'espérance de vie, des variations drastiques dans la structure de la population (taille et âge) sont attendues. Dans les années à venir, le vieillissement de la population

marquera la transition démographique et sera la caractéristique dominante du paysage démographique des pays de l'OCDE.

L'interaction entre la sphère démographique et le marché de l'immobilier résidentiel est légitime dès lors que la demande de logement est vraisemblablement impactée par la structure de la population. Weil and Mankiw (1991), auteurs pionniers dans l'étude de la relation plausible entre la démographie et le marché du logement, ont démontré que le marché américain a été fortement impacté par l'arrivée de la cohorte des baby-boomers à un âge d'achat de biens immobiliers (*house-buying years*), ce qui a conduit à une forte augmentation des prix dans les années 70. Cependant, la spécification de leur modèle a été critiquée, nous y reviendrons dans la section suivante.

En ce qui concerne le cas de la France, nous pensons juste et opportun d'analyser les répercussions de la recomposition démographique sur le marché résidentiel, particulièrement lorsqu'on constate que le sujet est très peu abordé alors que la France est hautement concernée par cette transition démographique marquée par le vieillissement.

Pour tenter de répondre à cette question nous présentons dans la section 2 le cadre conceptuel dans lequel s'inscrivent ces réflexions. Les trois dimensions : économique, spatiale et démographique, qui à notre sens sont constitutives du prix immobilier, y sont détaillées avec leurs références bibliographiques. Les réflexions théoriques relatives à l'économie du cycle de vie y sont centrales. Les deux sections suivantes mettent l'accent sur le facteur démographique en observant d'abord les changements démographiques survenus en France et en discutant les caractéristiques des cohortes du *papy-boom*. Ensuite nous fournirons les premiers éléments chiffrés relatifs à un lien causal entre le déplacement temporel de ces cohortes et la dynamique

du prix des logements : coïncidence des retournements de tendances, intuition d'un lien sur la période 1975 – 2010, déclinaison spatiale du phénomène.

Nous précisons empiriquement ce lien, dans la section 5, en ayant recours à une approche en données de panel, de niveau départemental, sur la période 2000 – 2013. Pour ce faire, nous partons du modèle de référence de Takáts (2012) pour la spécification de notre modèle de base. L'enseignement principal réside dans le fait que ce sont surtout les deux variables démographiques utilisées qui sont explicatives du prix ; le ratio structurel OLDDEP<sup>10</sup> qui rapporte l'effectif des personnes âgées de plus de 60 ans, à celui des personnes entre 20 et 60 ans, qui impacte négativement les prix des logements, et la variable taille de la population qui impacte positivement les prix.

L'étude va plus loin dans la section 6 en approfondissant l'aspect démographique par l'introduction de nouvelles variables de structure de la population. Nous y analyserons dans un premier temps l'impact de la taille de la population active comparée à celle de la population non active. Cette dernière sera ensuite segmentée entre les plus jeunes et les plus âgés. Nous nous intéressons aussi aux tailles des différentes cohortes d'âges, et plus particulièrement à la cohorte des acheteurs potentiels et celles des vendeurs potentiels, en recourant au ratio *Middle to Old*.

La section 7 explore les déclinaisons spatiales de ce phénomène sur des sous-groupes de départements : urbains, ruraux, jeunes, âgés et par niveau de prix. La section 8 conclura, l'impact des cohortes du *baby-boom* sur les prix immobiliers y sera récapitulé et une ouverture sur la distribution intergénérationnelle de la propriété sera introduite.

---

<sup>10</sup>Notation conforme à la littérature, OLDDEP signifiant 'Old dependency'.

## **2. Prix immobiliers : une perspective démographique, économique et spatiale**

Cette section inscrit la problématique dans l'économie du cycle de vie et introduit les trois axes d'analyse. La figure 1 synthétise ces éléments et résume le modèle conceptuel.

### **2.1.Économie du cycle de vie, principes généraux, 'melt-down' et 'melt-up'**

Le comportement économique d'un individu (épargne, consommation, investissement) dépend de ses besoins personnels, de ses besoins professionnels et de ses contraintes budgétaires. Or durant les différentes phases de sa vie, ces éléments vont varier. La théorie du cycle de vie (Ando et Modigliani, 1963) pose comme principe central que les individus auront tendance à lisser leur consommation entre ces différentes phases. Si au début de la vie active le niveau de revenu d'un individu est faible, il augmente cependant peu à peu. Il va alors tenter, à l'aide de l'endettement, de se constituer un patrimoine en achetant des actifs financiers et/ou immobiliers. Une fois à la retraite, ses revenus se réduisant, il utilisera le patrimoine qu'il a constitué pour soutenir son niveau de consommation.

Au niveau agrégé, l'ensemble de ces décisions individuelles influe sur l'offre et la demande globale des actifs, et par conséquent sur leurs prix. En particulier, ce sont la taille et la structure de la population qui vont exercer des pressions sur les prix (Allais, 1947 ; Samuelson, 1958 ; Diamond, 1965). Le terme '*melt-up*' désigne la montée du prix des actifs produite par une population active nombreuse, le terme '*melt-down*' désigne le mouvement de baisse lorsque la population vieillit. Les fonds de pension sont une illustration de ce mécanisme ; ils peuvent être en période de collecte nette (beaucoup d'épargnants, peu de pensions à verser) ou bien en période de décollecte (situation inversée). Dans le premier cas, ils sont structurellement

acheteurs de titres et devraient pousser les prix à la hausse, dans le second structurellement vendeurs et devraient donc exercer une pression à la baisse.

La question de la manifestation d'un '*melt-down*' sur les marchés de capitaux est un champ de recherche actif. Abel (2003) a développé un modèle théorique visant à étudier l'impact des baby-boomers sur ces marchés ; il affirme que les prix des 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 est aussi confirmé par Campbell (2007) qui trouve des liens probants 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 alors de noter que les particuliers ne sont pas les seuls acteurs sur les marchés financiers, ainsi ils ne représenteraient qu'un facteur, parmi d'autres, qui contribuerait à la variation des cours. Des questions relatives à l'impact du système financier sur les marchés immobiliers (Aalbers, et Christophers, 2014) pourraient être considérées, comme cela a déjà été documenté pour les marchés de l'immobilier d'entreprise (Halbert *et al.*, 2014). Toutefois, pour le cas qui nous occupe ici, à savoir l'immobilier résidentiel en France, les ménages propriétaires, les particuliers bailleurs et les bailleurs sociaux constituent l'essentiel du marché. Cette situation est à relier au fait que le bien résidentiel est le moyen privilégié par les particuliers pour préparer leur retraite.

## 2.2. Cycle de vie et logement

Le logement s'inscrit aisément dans cette théorie. Si les parcours résidentiels peuvent être multiples et différenciés, l'objectif que beaucoup d'individus tentent de réaliser consiste cependant à devenir propriétaire de leur résidence principale, afin de ne pas avoir de mensualités bancaires à rembourser au moment de leur retraite. La réduction de leurs revenus serait alors contrebalancée par la fin du paiement de la mensualité du crédit, voire même complètement absorbée par la revente de leur bien immobilier et la transformation de leur investissement immobilier initial en liquidité immédiatement disponible.

À une échelle internationale, l'étude de Takáts (2012) a permis de tester la pertinence du '*melt-up*' et du '*melt-down*' pour le logement. Un modèle en données de panel sur la période 1970 – 2009, pour 22 pays avancés économiquement<sup>11</sup>, a été estimé. Ce modèle indique que les éléments démographiques ont été à l'origine d'une augmentation moyenne des prix des logements dans ces pays de +0,3% par an, sur ces quarante dernières années, et que ces mêmes facteurs devraient produire une baisse de -0,8% par an pour les quarante prochaines années.

Dans cet article, un modèle à générations imbriquées est mentionné. Une relation importante mérite d'être relevée :

$$(1 + r) = (1 + g) \times (1 + d) \quad (\text{Eq.1})$$

Cette formule indique que, dans la perspective de l'économie du cycle de vie, le prix de l'actif immobilier s'accroît à un taux  $r$  qui est fonction de deux facteurs : un facteur économique  $g$  et un facteur démographique  $d$ . Il arrive assez souvent que les études et les recherches sur le

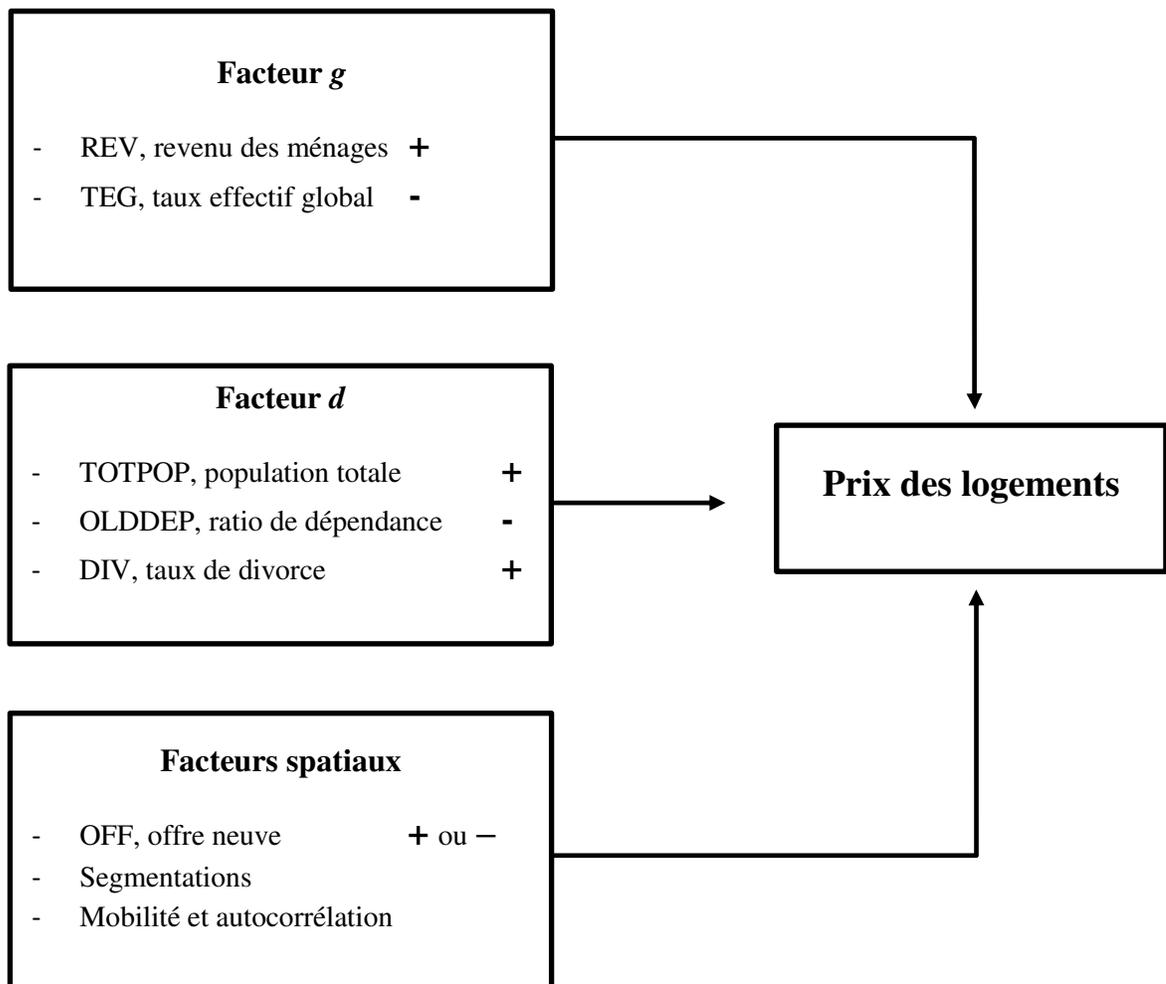
---

<sup>11</sup> Allemagne, Australie, Autriche, Belgique, Canada, Corée du Sud, Danemark, Espagne, États-Unis, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Japon, Nouvelle-Zélande, Norvège, Pays-Bas, Portugal, Royaume-Uni, Suède, Suisse.

logement se concentrent sur le facteur  $g$  (Piketty, 2013 ; Bonnet *et al.*, 2014). Or dans le contexte de *papy-boom* que nous connaissons aujourd'hui on ne saurait oublier le facteur  $d$ . Comme nous le verrons dans la suite de cet article, il se révélera même être le facteur principal dans l'explication de l'évolution du prix des logements pour le cas de la France. Cette relation fondamentale va nous permettre d'organiser le choix des variables explicatives.

**Figure 1.** Modèle conceptuel pour l'étude du prix des logements

Cette figure synthétise le modèle conceptuel développé dans cet article. Les trois sphères d'influence, économique ( $g$ ), démographique ( $d$ ) et spatiale ( $y$ ) sont représentées avec les variables opérationnelles retenues et les problématiques associées. Pour les variables, les signes attendus sont également indiqués.



### 2.3. Le facteur $d$ et le choix des variables démographiques

La prise en compte très partielle du facteur  $d$  dans les recherches sur le logement en France ces vingt dernières années impose d'approfondir un peu la revue de littérature afférente à cet élément. Deux périodes de recherche peuvent être dégagées.

#### 2.3.1. Premier temps de recherche : 1989 – 1996

Les recherches de Mankiw et Weil (1989) peuvent être considérées comme un point de départ. Ces auteurs ont étudié l'impact du facteur démographique sur le marché immobilier américain. Ils ont modélisé la demande de logement comme une fonction de l'âge, et plus spécifiquement comme une fonction de la cohorte de la population active. Ils indiquent qu'une demande plus forte, provenant d'une cohorte plus importante 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 : il n'incluait en effet pas suffisamment de variables, et en particulier pas de variable qui rende compte de l'évolution de la richesse de la population. Holland (1991) indiqua 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 indiqua également qu'il convient de considérer la réponse de l'offre. Cela a conduit Di Pasquale et Wheaton (1994) à intégrer cet élément dans leur modèle structurel offre-demande.

Il semble que l'effet démographique 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 au Canada, alors que ce pays présente une structure démographique similaire à celle des États-Unis. 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.

Les recherches et la critique produites au cours de ce premier temps ont permis d'arriver à une certaine maturité dans la manière de spécifier le modèle. Les résultats obtenus semblent valider l'existence du lien entre démographie et prix immobiliers, même si des réserves sont énoncées.

### **2.3.2. Deuxième temps de recherche : Ré-interrogation contemporaine de la question**

Les articles récents aboutissent à des résultats plus probants. Nakamura et Saita (2007) sont parvenus à montrer que les changements démographiques impactaient effectivement les prix immobiliers japonais, et cela même sur le long-terme. En utilisant des données autrichiennes et en ajustant le modèle de Mankiw et Weil (1989), Lee *et al.* (2001) ont également trouvé des éléments de preuve. Récemment, Nishimura (2011) ainsi que Saita *et al.* (2016) sur des données japonaises, et Takáts (2012) avec une étude sur 22 pays et sur une période de 40 ans, ont confirmé ces éléments. D'autres auteurs tels que Ermisch (1996), Fortin et Leclerc (2002), Shimizu et Watanabe (2010), Neuteboom et Brounen (2007) concluent aussi positivement.

Il n'est pas sans intérêt de remarquer que les articles les plus critiques ont tous été publiés avant le milieu des années 90, c'est-à-dire avant le moment où les prix des logements ont commencé à augmenter très fortement.

En partant du contexte et des paramètres actuels, et en considérant de l'évolution des prix sur ces dernières années en France, il semble particulièrement opportun de reprendre cette question. Plus largement, les questions relatives à la répartition et au transfert de richesse entre les générations sont particulièrement d'actualité (D'Albis et Moosa, 2015).

### **2.3.3. Choix des variables démographiques**

Pour la sphère démographique, les données mobilisées sont celles des recensements de la population réalisés par l'INSEE. Deux variables de niveau départemental et de fréquence annuelle sont utilisées : la population totale notée TOTPOP, et le ratio de dépendance des personnes âgées, notée OLDDEP. Cette grandeur mesure le degré de vieillissement de la population, en rapportant le nombre de personnes âgées de plus de 60 ans à la population en âge de travailler (entre 20 à 59 ans). L'impact attendu sur le prix des logements est positif pour TOTPOP (plus la population augmente, plus la demande est forte, plus les prix augmentent), et négatif pour OLDDEP (comme cela a été discuté ci-dessus). Nous prenons aussi en compte une variable « démographique » notée DIV<sup>12</sup> et qui rend compte du taux de divorce en France. Cette variable nous semble pertinente car elle engendre un phénomène courant en France : la décohabitation. Cette variable est également de fréquence annuelle mais elle n'est

---

<sup>12</sup> Caractéristiques de la nuptialité et des divorces depuis 1985, INED.

disponible qu'à l'échelle nationale. L'impact attendu est positif : plus le taux de divorce augmente, plus la demande et le prix augmentent.

#### **2.4. Choix des variables économiques pour le facteur $g$**

La variable venant immédiatement à l'esprit pour le facteur  $g$  est le PIB. Cependant, elle présente quelques défauts. Elle inclut en effet l'activité sectorielle de la production de logements et les activités de service associées, ce qui pourrait contribuer à accroître l'endogénéité de la variable à expliquer. D'autre part cet indicateur enregistre beaucoup d'informations relatives au contexte économique des entreprises. Si on est en droit de discuter le lien entre le prix des logements et la vie des entreprises, ce lien n'est cependant pas le plus direct 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 la substituons par le revenu disponible des ménages, notée REV (source *Oxford Economics*), de niveau départemental et de fréquence annuelle. L'impact attendu est positif.

Nous utilisons également une variable relative aux conditions bancaires, le taux effectif global pour les prêts immobiliers à taux fixe, notée TEG, de niveau national et de fréquence annuelle. Le signe attendu pour cette variable est négatif : une baisse des taux d'intérêt diminue le coût du crédit pour les ménages, les solvabilise davantage, augmente la demande et donc les prix.

#### **2.5. Spatialisation de l'étude**

En plus du facteur  $d$  et du facteur  $g$ , il est important d'avoir à l'esprit que le logement s'inscrit dans des territoires et que l'hétérogénéité spatiale doit être considérée.

L'emploi d'une technique de panel suppose que les observations sont repérées par deux dimensions : une dimension temporelle et une dimension individuelle qui correspond ici aux

départements. Les estimations de la relation économétrique seront réalisées globalement mais aussi en segmentant le panel afin d'apprécier la variabilité du mécanisme fondamental selon les différents espaces. Au niveau des variables explicatives, il est important de rappeler que les grandeurs démographiques (TOTPOP et OLDDEP) présentent elles aussi un fort caractère spatial. On parle ainsi parfois de la « diagonale du vide » pour désigner une bande du territoire allant des Ardennes au Landes qui, hormis quelques centres urbains, se caractérisent par une population faible, décroissante et vieillissante. La question des mobilités interdépartementales sera également prise en compte par un test d'autocorrélation spatiale. Le mouvement d'une partie des retraités « aisés » vers les régions du Sud en est un exemple. Le test d'autocorrélation aura cependant pour objectif de contrôler plus largement des différents effets de dépendance entre les départements.

La question de l'intensité de la construction peut aussi se penser comme une variable spatiale ; Holland (1991) et Di Pasquale et Wheaton (1994) ont pointé l'importance de cette variable. L'offre neuve de logements, notée OFF, de fréquence annuelle et de niveau départemental, est donc introduite – cette donnée est issue de *Sit@del*, base de données du ministère de l'Équipement, des Transports et du Logement. Le lien économétrique entre le marché du neuf et celui de l'ancien est en fait assez complexe, dans la mesure où une causalité bidirectionnelle peut exister. À priori le coefficient attendu est négatif, c'est-à-dire que l'augmentation de l'activité de construction devrait conduire à une diminution des prix de l'immobilier ancien en raison, entre autres, de l'accroissement de l'offre. Mais il arrive assez souvent que la causalité soit inverse, car dans une logique de promoteurs la décision de construire est souvent une conséquence de la prospérité locale, et donc de l'augmentation du prix des logements anciens.

La variable OFF est employée dans cette étude à deux titres : contrôler ces effets, mais également rendre compte des dynamiques locales des différents territoires.

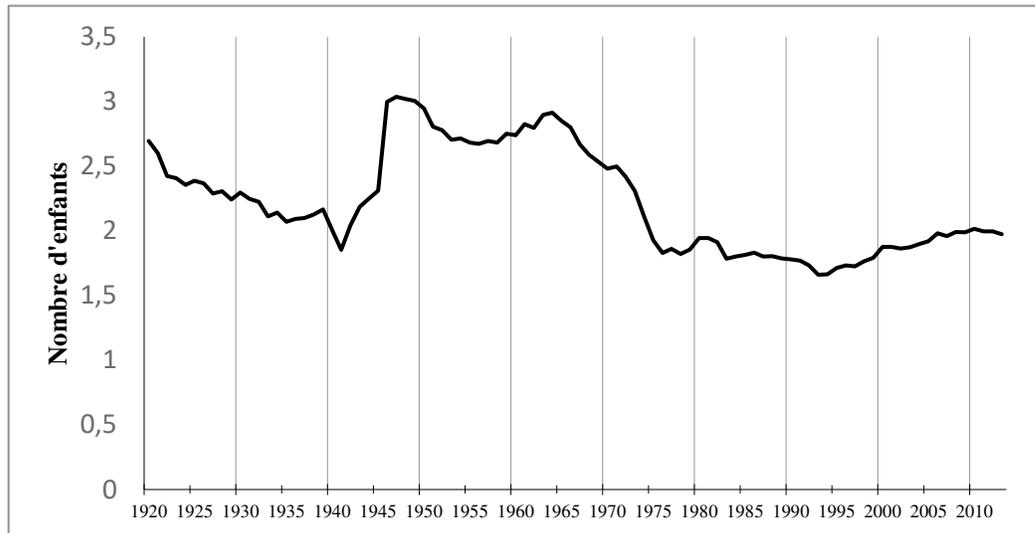
### 3. Observation des tendances démographiques en France

Avant de nous pencher sur les liens apparents entre la démographie et les prix des logements, il convient tout d'abord de faire un point sur la situation démographique en France.

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

Au cours des prochaines décennies, la population française va augmenter pour atteindre 70 millions d'habitants, la France sera alors le deuxième pays le plus peuplé d'Europe de l'Ouest (selon l'INSEE, la France pourrait même être le pays le plus peuplé en passant devant l'Allemagne). Le taux de fécondité étant modéré, la population devrait cependant croître à un rythme plus lent que celui observé pendant la deuxième partie du 20<sup>ème</sup> siècle. On peut se reporter à Mazuy *et al.* (2015) pour un bilan global de la situation démographique française.

L'âge moyen va également 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 vieillissement de la population est la conséquence directe de la forte hausse de la natalité observée entre 1945 et 1970, appelée *baby-boom*. Durant cette période, le nombre moyen d'enfants a avoisiné le seuil de trois enfants, pour ensuite se stabiliser autour de deux (figure 2). La taille d'une cohorte du *baby-boom* est donc en moyenne bien plus importante que pour une cohorte post *baby-boom*.

**Figure 2.** Indicateur conjoncturel de fécondité

Source : Indicateur conjoncturel de fécondité (INSEE), France métropolitaine, [1920 ; 2013].

Aujourd'hui ces classes d'âge arrivent à l'âge de la retraite. Il convient donc dorénavant de qualifier ce phénomène du terme de *papy-boom*. Nous pouvons considérer qu'il débute en 2005 – 2006, moment où les personnes nées en 1945 atteignent les 60 ans et commencent à partir à la retraite. 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 trois aura plus de 60 ans, contre une sur cinq actuellement.

### 3.2. Dépendance économique et dépendance des personnes âgées

Le vieillissement inéluctable auquel sera confronté la France a un impact direct sur le ratio de dépendance économique, défini par la part des populations inactives (personnes âgées de moins de 19 ans et personnes âgées de plus de 60 ans) divisée par la population active (population âgée entre 20 et 59 ans), et le ratio de dépendance des personnes âgées, défini par la part des personnes âgées de plus de 60 ans divisée par la part de la population active. Ces deux ratios

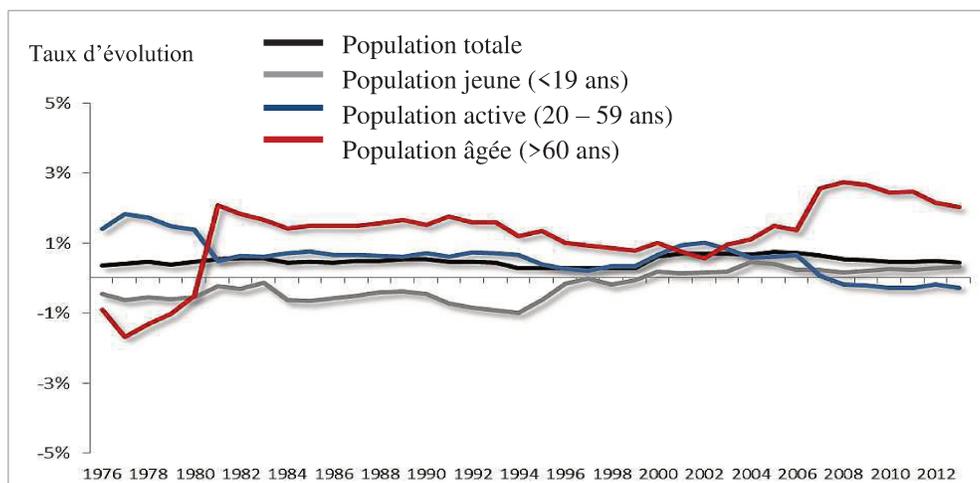
sont deux variables clés lorsque nous cherchons à étudier le lien entre les variations des facteurs démographiques et les variations des prix de l'immobilier résidentiel. Par exemple, ces variables sont utilisées dans les études empiriques de Nishimura (2011), Takáts (2012) et Saita *et al.* (2016), qui ont conclu que les ratios de dépendance sont inversement corrélés aux variations des prix de l'immobilier résidentiel. Qu'en est-il pour le cas de la France ? Nous tenterons de répondre à cette question à partir de la section suivante et tout au long du chapitre, mais avant d'aborder cette question, nous allons faire un point sur l'évolution de ces deux ratios et plus globalement sur l'évolution de la structure par âge de la population française.

### **3.3.Population par groupe d'âge**

Afin d'affiner notre vision globale des changements démographiques observés et à venir en France, nous définissons trois grandes catégories de population : population jeune (moins de 19 ans), population active (entre 20 et 59 ans) et la population âgée (plus de 60 ans).

Nous examinons d'abord le rythme de croissance de chacun de ces groupes entre 1975 et 2013 (figure 3). Nous notons que la population âgée augmente plus rapidement que la population totale, tandis que la population jeune évolue systématiquement à un rythme plus lent. Même si la population active avait tendance à croître à un rythme plus rapide que la population totale, la tendance est inversée depuis le milieu des années 2000.

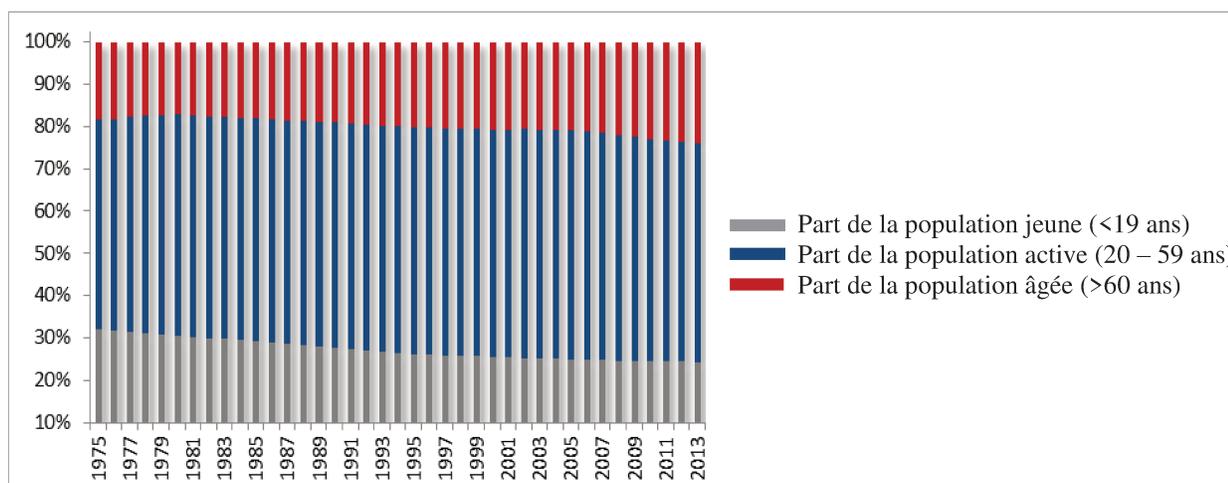
**Figure 3.** Taux d'évolution de la population par âge



Source : INSEE, Taux d'évolution de la population, France métropolitaine, [1975 ; 2013].

La conséquence est observable sur la taille de chaque groupe d'âge. Comme nous pouvons le constater sur la figure 4, les proportions de la population jeune et la population active ont diminué cette dernière décennie, respectivement de 25,01% et 54,08% en 2005, à 24,4% et 51,55 % en 2013, au profit des personnes âgées de plus de 60 ans, dont la part est passée de 20,92% à 24,05% au cours de la même période.

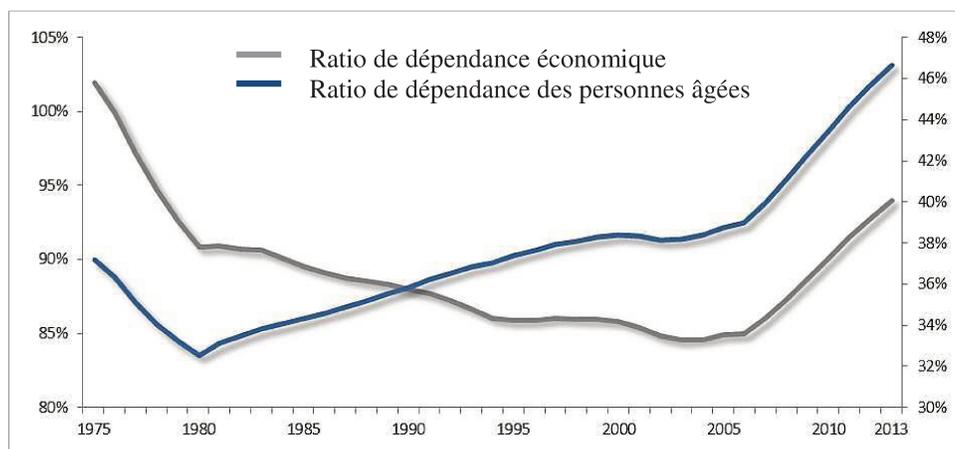
**Figure 4.** Évolution des tailles des trois cohortes de la population



Source : INSEE, Taux d'évolution de la taille de la population, France métropolitaine, [1975 ; 2013].

Ceci n'est pas sans impact sur le ratio de dépendance économique et le ratio de dépendance des personnes âgées. La figure 5 illustre l'évolution de ces deux ratios de dépendances sur la période 1975 – 2013.

**Figure 5.** Ratios de dépendance économique et dépendance des personnes âgées



Source : INSEE, Ratio de dépendance économique et ratio de dépendance des personnes âgées, France métropolitaine, [1975 ; 2013].

Bien que ces derniers aient évolué différemment entre 1980 et 2000, nous pouvons constater que dans les années 2000, et plus particulièrement depuis 2005 ils ont suivi la même tendance : une augmentation substantielle. Comme nous nous intéressons au vieillissement de la population et son impact sur les prix des logements, à partir de maintenant nous n'utiliserons plus que le ratio de dépendance des personnes âgées. L'évolution de ce dernier est marquée par l'existence de deux sous périodes homogènes :

Les baby-boomers ont d'abord ralenti l'augmentation de ce ratio entre les années 1955 et 2005, alors qu'ils se joignaient progressivement à la population active (surtout à partir de 1975).

Ensuite, à partir de 2005, un renversement de tendance s'est produit ; le début de la sortie des baby-boomers du marché du travail a affecté fortement la main-d'œuvre, car ils représentaient

d'importantes cohortes dans cette catégorie de population, ce qui a accéléré l'évolution du ratio.

Ainsi, le ratio est passé de 31% en 1955, à 38% en 2005 et s'élève actuellement en 2017 à 57%.

Ce phénomène se poursuivra durant une trentaine d'années encore. La baisse de la population active se poursuivra, jusqu'à atteindre le point le plus bas : 46,2% de la population totale en 2050, contre 54,3% en 2005.

Au-delà des effets du *baby-boom*, le ratio de dépendance des personnes âgées va continuer de croître considérablement, en raison de l'augmentation de l'espérance de vie et du recul du taux de fécondité. Selon le scénario central de projection de l'INSEE, un ratio de dépendance des personnes âgées de 70% est attendu pour 2060.

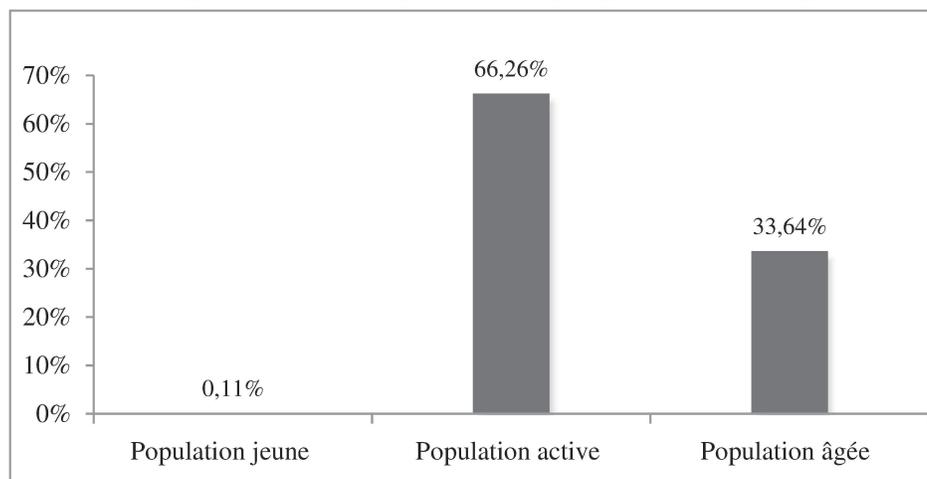
#### **4. L'importance particulière du facteur démographique pour les prix des logements**

L'étude du lien pouvant exister entre le *papy-boom* et les prix des logements passe dans un premier temps par l'analyse de la structure de propriété par âge, et ensuite par l'analyse conjointe de l'évolution du ratio de dépendance des personnes âgées et l'évolution des prix des logements.

##### **4.1. Taux de propriétaires**

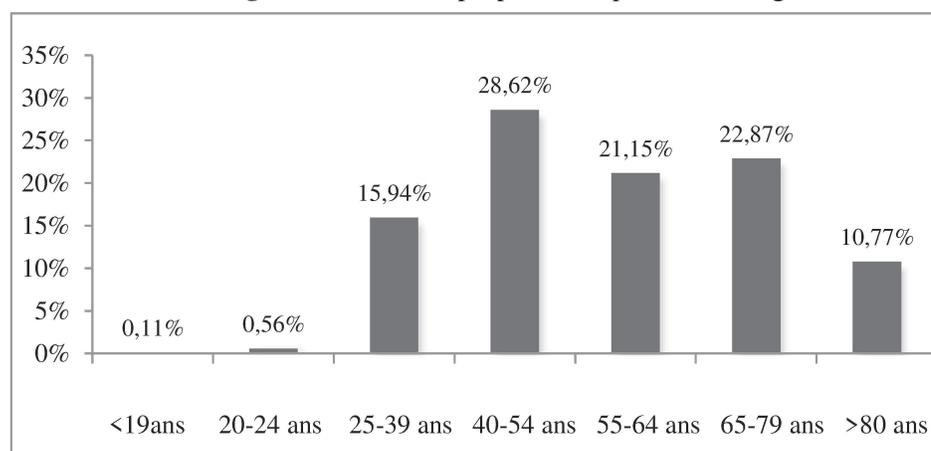
À la lumière de ces résultats et de la littérature qui établit une relation positive entre la proportion de la population en âge de travailler et l'évolution des prix de l'immobilier, il convient d'aiguiser notre compréhension de l'impact de cette population sur la demande et la propriété du logement.

La figure 6 montre la proportion de propriétaires de 20 à 59 ans parmi la population totale ; une position de propriétaire majoritaire apparaît clairement. Ce groupe d'âge semble être une force motrice dans la demande de logement. En outre, de nombreux auteurs ont souligné qu'au sein même de la population active, seuls certains groupes d'âge contribuent à l'augmentation de la demande de logement et ont ainsi des taux de propriété élevés. Shimizu et Watanabe (2010) ont montré par exemple que les taux de propriété au Canada augmentent de façon spectaculaire chez la population âgée de 35 ans à 45 ans.

**Figure 6.** Taux de propriétaires par grande classe d'âge

Source : INSEE, France métropolitaine, 2013.

Ainsi, nous approfondissons l'analyse du taux de propriété dans la population active afin d'évaluer si un groupe d'âge spécifique représente une force motrice dans la demande de logement en France. D'après la figure 7, la population âgée de 40 à 54 ans a le taux de propriété le plus important parmi la population active et plus généralement parmi la population totale, en particulier en ce qui concerne les maisons individuelles. Pour les appartements, ce même groupe d'âge se distingue, mais l'écart avec le groupe d'âge de 25 à 39 ans est réduit.

**Figure 7.** Taux de propriétaires par classe d'âge

Source : INSEE, France métropolitaine, 2013.

#### 4.2. Premières intuitions du lien « immo-démo »

Le phénomène démographique majeur de la deuxième partie du 20<sup>ème</sup> siècle consiste donc en cette bulle qui se déplace au fur et à mesure des années. La question 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 ? Pour la question qui nous intéresse, pouvons-nous trouver un lien entre la période du *pré-papy-boom* (1995 – 2005) et l'envolée des prix des logements, et un lien entre le début du *papy-boom* en 2006 et la lente érosion des prix ?

Pour documenter cette question, nous recourons au ratio de dépendance des personnes âgées, OLDDEP, qui rapporte le nombre de personnes de plus de 60 ans, au nombre de personnes âgées entre 20 et 59 ans. Comme mentionné plus haut, cette mesure est utilisée dans de nombreuses études empiriques et peut s'interpréter, approximativement, comme le nombre de retraités par actifs. Différentes recherches concluent que son impact est significatif et inverse sur les prix immobiliers. Qu'en est-il en France, temporellement et géographiquement ?

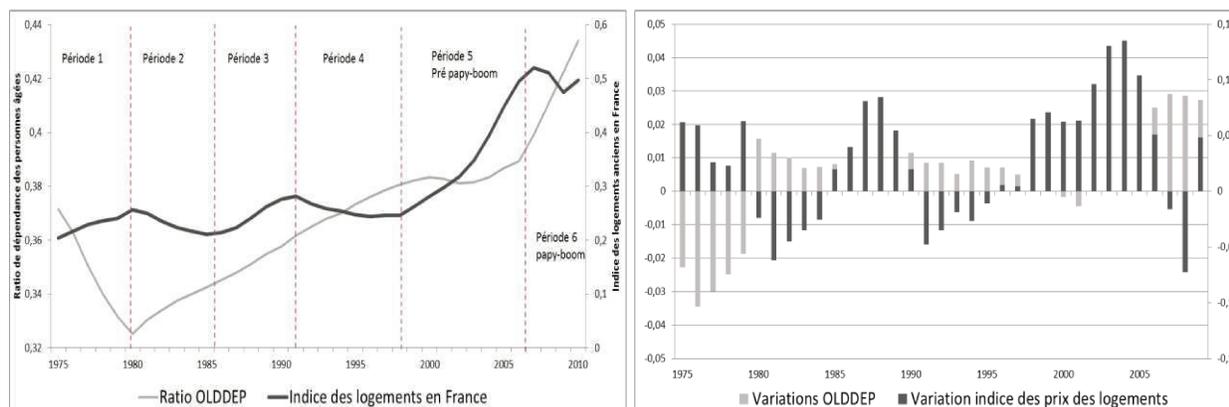
La figure 8 met en rapport l'évolution du OLDDEP et les prix immobiliers pour l'ensemble de la France, sur les 40 dernières années<sup>13</sup>. Le lien semble effectivement exister. Ainsi, de 1975 à 1981 (période 1) le OLDDEP diminue alors que les prix du résidentiel augmente. Cette relation d'opposition 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 alors été soumis à un autre facteur important. De 1992 à 1998 (période 4), le lien se vérifie à nouveau. Puis, de 1998 à 2006 (période 5 du *pré papy-boom*), on assiste à un ralentissement du OLDDEP alors que les

---

<sup>13</sup> Il convient de relever le fait que cette relation est bien plus nette lorsque l'on considère les prix immobiliers déflatés de l'inflation, plutôt que les prix nominaux.

prix augmentent fortement, laissant entrevoir que le lien est à considérer aussi en variations. Enfin, après 2006 (période 6, *papy-boom*), la relation d'opposition semble toujours bien présente : les prix ralentissent voire diminuent, alors que le ratio augmente très fortement. L'étude empirique de la section suivante portera sur ces deux dernières périodes.

**Figure 8.** Ratio OLDDEP et prix immobiliers

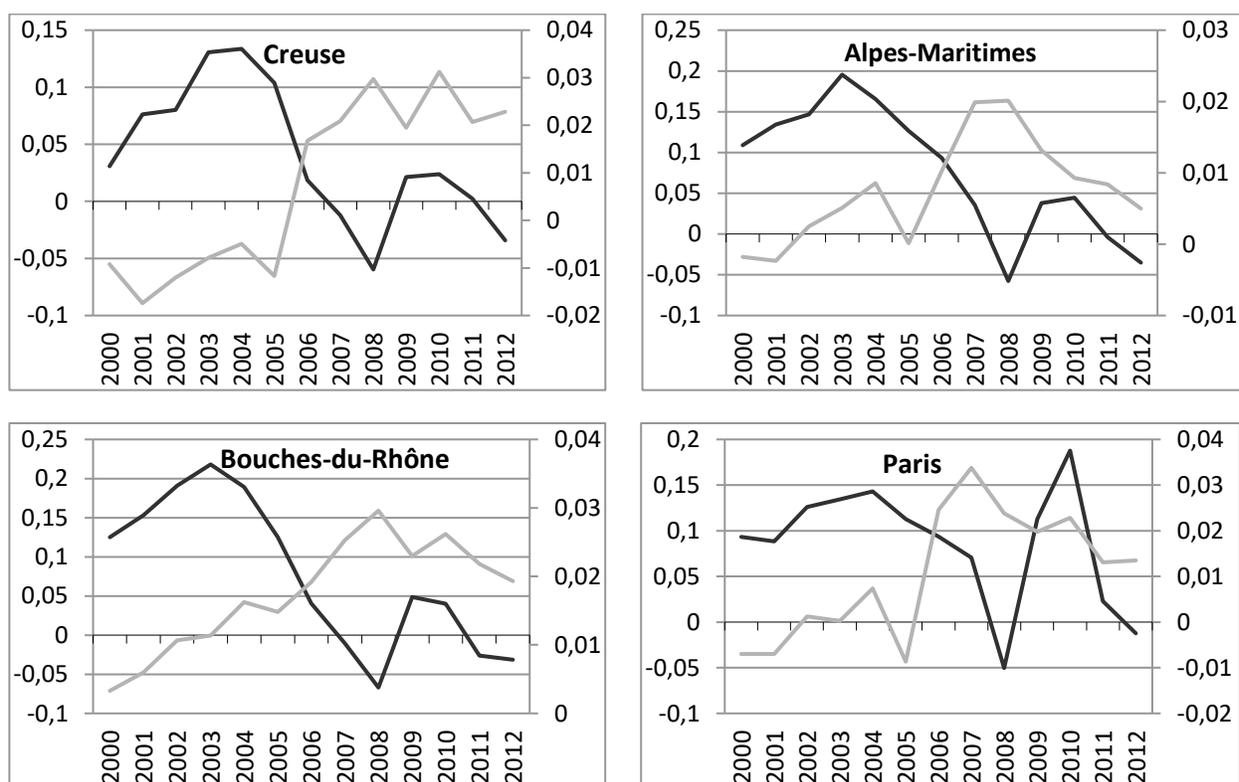


Sources : CGEDD, INSEE. France métropolitaine. Période [1975 ; 2010]. Ratio OLDDEP : nombre de personnes de plus de 60 ans / nombre de personnes entre 20 et 60 ans. Indices immobiliers brut et déflaté par l'IPC (indice des prix à la consommation).

Ce lien peut-il être observé à une échelle géographique plus fine et présente-t-il des spécificités ? La figure 9 fournit les variations des prix des logements et celles du ratio OLDDEP dans quatre départements, sur la période 2000 – 2013. Le lien inverse paraît se manifester clairement, avec toutefois quelques nuances. Pour la Creuse, la relation d'opposition peut être observée assez clairement, les deux courbes présentent une forte symétrie. Le lien est également net pour les Bouches-du-Rhône. Par contre, pour les Alpes-Maritimes ainsi que pour Paris, des facteurs complémentaires semblent agir. Ces deux exceptions ont été retenues car elles sont affectées par des mouvements interdépartementaux de population : Paris attire des actifs en début ou milieu de carrière, tandis que la ville de Nice est attractive pour les retraités, les plus aisés. Pour Paris, le facteur  $g$  a probablement aussi un rôle renforcé. Enfin, il faut noter

pour ces quatre graphiques (et pour tous les autres départements) le caractère de pivot des années 2005 – 2006 ; un croisement des courbes se réalise à cette date, on passe du pré *papy-boom* au *papy-boom*.

**Figure 9.** Variations des prix immobiliers et du ratio OLDDEP pour la Creuse, les Alpes-Maritimes, les Bouches-du-Rhône et Paris



— : variation des prix immobiliers, déflatés de l'inflation par l'IPC (échelle de gauche)

— : variation du ratio OLD DEP (échelle de droite)

Période [2000 ; 2013]. Sources : INSEE, INSEE-Notaires, Immoprix.

## 5. Estimation d'un modèle de panel

Les statistiques descriptives de la section précédente ont souligné l'importance du facteur démographique. La présente section vise à en quantifier les effets.

### 5.1. Données de panel et variables

Afin de répondre aux besoins de l'analyse et pour prendre en compte la double dimension, spatiale et temporelle du phénomène, nous avons recours à une approche en données de panel. Cette technique présente plusieurs avantages comparativement aux séries temporelles et aux coupes transversales. Les deux axes, individuel (ici les départements) et temporel, permettent d'accroître considérablement la taille de l'échantillon ; ce qui a pour effet de réduire les problèmes de multi colinéarité et d'améliorer la précision des estimations.

Notre panel est un panel court cylindré constitué de 94 départements de la France métropolitaine et de 14 observations annuelles, de 2000 à 2013, soit 1316 observations. Pour rappel, notre point de départ est le modèle de Takáts (2012) où il explique les variations des prix des logements dans 22 pays à l'aide du OLDDEP et TOTPOP comme proxy de la sphère démographique et le PIB comme proxy de la sphère économique. Partant de ce modèle et prenant en compte certains travaux théoriques et empiriques antérieurs, notre modèle se définit comme suit : Les indices hédoniques des logements anciens utilisés dans cette étude sont produits par l'INSEE et Immoprix, à partir des bases BIEN (Île-de-France) et Perval (Province). Une fois déflatés<sup>14</sup>, ils fournissent les variables à expliquer PAPP et PMAI, pour les prix des appartements et des maisons. Les variables explicatives ont été présentées dans la

---

<sup>14</sup>Indices déflatés avec l'IPC (indice des prix à la consommation).

section 2. Il s'agit, pour le facteur  $g$  des grandeurs REV<sup>15</sup> et TEG, pour le facteur  $d$  des grandeurs TOTPOP, OLDEP et DIV, et pour le facteur spatial de la variable OFF. Les signes attendus sont indiqués dans la figure 1.

## 5.2. Tests préalables et choix du modèle

### 5.2.1. Stationnarité

Le problème des séries non stationnaires se posent également dans les données de panel. Pour éviter des régressions fallacieuses (Philips, 1986), nous commençons notre étude empirique par une analyse de la stationnarité des variables. Levin, Lin et Chu (1992) ont proposé le premier test de stationnarité pour les données de panel mais il avait deux inconvénients majeurs : il s'agit d'un test faible avec les panels finis et courts, et il impose sous son hypothèse alternative l'homogénéité de la racine autorégressive. Le premier problème a été résolu par le test de Harris Tzavalis (HT, 1999), qui fournit un test plus puissant avec les panels courts. Le second problème a été résolu avec tous les tests de stationnarité de la deuxième génération, qui permettent non seulement l'hétérogénéité de la racine autorégressive mais aussi sa présence ou non selon les individus du panel. Cela semble être plus pertinent pour notre panel de 94 départements. Ainsi, dans notre étude, nous retenons deux tests pour leur pertinence pour les panels courts représentant un grand nombre d'individus et une dimension temporelle courte ( $N > T$ ) : le test Harris Tzavalis (HT, 1999) et le test Im, Pesaran et Shin (IPS, 1997), le seul test de la deuxième génération robuste avec les panels courts (ce qui est notre cas avec des observations annuelles sur la période 2000 - 20013). Les résultats des tests

---

<sup>15</sup> Le revenu est exprimé en euros constants (source : *Oxford Economics*).

sont reportés dans l'annexe 1. Nos séries présentent des propriétés de non stationnarité. Les tests conduisent à conclure que la plupart de nos variables sont intégrées d'ordre 1. Ainsi, notre modèle sera spécifié en différence première afin de satisfaire la condition de stationnarité des données dans les régressions.

### **5.2.2. Cointégration**

L'économétrie des données de panel non stationnaires et les tests de cointégration ont connu un vrai essor depuis les travaux pionniers de Levin et Lin (1992), car en plus d'être plus robustes dans les panels que dans les séries temporelles, certains de ces tests prennent en compte l'hétérogénéité des individus ce qui conduit à réduire les rejets systématiques de l'existence d'une relation de long terme. Notons que dans notre cas la plupart de nos variables sont intégrées du même ordre, ce qui autorise à tester la cointégration entre nos variables. Toutefois, notons que notre panel, bien qu'il soit cylindré et qu'il soit opportun d'exploiter la dimension temporelle, il ne s'étend que sur une période de 13 ans (2000 à 2013) avec des observations annuelles, cette dimension est certainement très insuffisante pour tester la cointégration. De plus, nos séries présentent des niveaux de volatilité faibles et des momentums marqués. Ce caractère de linéarité par morceaux autorise à considérer que le travail en variations est représentatif du phénomène long et que les éventuelles dynamiques de court terme sont faiblement agissantes. Sur la base de ces éléments, il nous a semblé plus raisonnable de ne pas inscrire notre démarche dans un cadre de cointégration. Cependant et par souci de rigueur scientifique, les 7 tests de cointégration de Pedroni (2004) (hypothèse nulle d'absence de cointégration) basés sur les dimensions intra et inter-individuelles ont été effectués. Les résultats sont mitigés et pour chaque cas, la majorité des tests s'accordent

pour exclure l'existence de cointégration. Les résultats ont été récapitulés et présentés dans l'annexe 2. Quelques cas pouvant être tangents, nous avons tout de même estimé la relation de long terme sur le panel non stationnaire en utilisant la méthode d'estimation FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares ; Phillips et Hansen, 1990 ; Pedroni,1996), pertinente pour les données cointégrées. Les estimations changent peu, les magnitudes et les signes restent identiques. Les résultats des estimations FMOLS sur le long terme pour notre modèle sont dans l'annexe 2.

### **5.2.3. Causalité et autocorrélation spatiale**

La mise en évidence d'une relation causale entre les prix et le OLDDEP est nécessaire. Pour ce faire, nous avons recours au test de Granger (test initié en 1969) afin d'évaluer la significativité et le sens de la causalité pouvant exister entre ces deux variables. Les résultats sont résumés dans l'annexe 3. Ils indiquent une relation significative et bidirectionnelle entre les variations de prix et le degré de vieillissement de la population. Un sens nous semble plus intuitif que l'autre, celui qui a été largement documenté plus haut dans le chapitre : le vieillissement qui impacte les variations des prix. Cependant, une dynamique inverse est tout à fait envisageable, particulièrement à un niveau local : un mouvement de prix à la hausse pourrait par exemple amener des mouvements migratoires de certaines classes d'âges, vers les départements limitrophes, et modifier ainsi localement les ratios de dépendance. Une causalité inverse au niveau national serait plus délicate à interpréter. Néanmoins, il se peut que de tels phénomènes spatiaux puissent biaiser l'estimation des coefficients du modèle de régression. Ainsi nous avons joint à l'analyse de la causalité inverse localement une analyse de l'autocorrélation spatiale (voir annexe 4). L'indice de Moran calculé rejette l'hypothèse d'une

autocorrélation spatiale. Nous ajoutons aussi que d'après les données INSEE du recensement de 2008, les mouvements de migrations interdépartementales des retraités sont de l'ordre de 1% de la population des retraités. Au vu de ces différents éléments, l'influence de ce phénomène sur les résultats semble limitée, de plus la stabilité du coefficient OLDDEP le long des différents segments (Tableau 2), est un élément qui vient renforcer l'idée que le lien prix-OLDDEP est estimé d'une manière robuste.

#### **5.2.4. Méthode d'estimation et modèle retenu**

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 du modèle 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 qui valide la présence d'effets individuels. Il convient ensuite de les spécifier au regard de leur corrélation avec les autres variables ; s'il y a corrélation, alors l'estimation à effets fixes est plus pertinente que l'estimation à effets aléatoires, et inversement. La p-value associée à la statistique de Hausman étant inférieure à 1% pour les deux marchés, l'estimation à effets fixes est pertinente. Nous retenons donc une spécification avec présence d'effets individuels et une estimation à effets fixes. Comme indiqué dans la revue de littérature le choix du modèle peut varier d'un pays à l'autre. Le modèle retenu pour le cas de la France est le suivant, inspiré du modèle de Takáts (2012) :

$$\Delta \ln PAPP_{it} \text{ (ou } \Delta \ln PMAI_{it}) \quad (\text{Eq. 2})$$

$$= \alpha_i + \beta_1 \Delta \ln REV_{it} + \beta_2 \Delta \ln TOTPOP_{it} + \beta_3 \Delta \ln OLDDEP_{it} \\ + \beta_4 \Delta \ln OFF(AP \text{ ou } MA)_{it} + \beta_5 \Delta \ln TEG_t + \beta_6 \Delta \ln DIV_t + \varepsilon_{it}$$

La spécification est en différence de logarithmes afin d'obtenir des élasticités et de remédier à la non-stationnarité des variables en niveau. L'indice  $i$  représente les départements, l'indice  $t$  représente les années. Les résultats sont présentés dans le tableau 1. Les variables sont ajoutées une à une afin d'observer leur contribution au  $R^2$  ajusté. Le modèle complet est le M6. Pour le M7 les variables démographiques ont été retranchées.

**Tableau 1.** Estimations des modèles appartements et maisons

	Appartements							
	M1	M2	M2'	M3	M4	M5	M6	M7
OLDDEP	-3,02***	-2,58 ***	-2,75 ***	-2,43 ***	-2,16***	0,78 ***	-1,77 *	
TOTPOP		6,9 ***		6,46 ***	7,05 ***	-3,90 ***	5,11 ***	
REV			0,46***	0,30 ***	0,34 ***	-1,74 ***	0,61***	1,58 ***
OFF					0,02 ***	-0,02	0,02 ***	0,03 ***
TEG						0,01 ***	0,02 (n.s.)	0,01
DIV						0,30 ***	0,29 ***	0,41 ***
R <sup>2</sup> ajusté	0,38	0,42	0,39	0,42	0,46	0,46	0,50	0,35
Maisons								
Variables	M1	M2	M2'	M3	M4	M5	M6	M7
OLDDEP	-3,26 ***	-2,85 ***	-2,87 ***	2,58 ***	-2,35 ***	-2,29 ***	-2,03 ***	
TOTPOP		6,33 ***		5,55 ***	6,08 ***	6,28	4,25 ***	
REV			0,66 ***	0,52 ***	0,56 ***	0,58 ***	0,81 ***	1,86 ***
OFF					0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,03 **
TEG						-0,02	0,04 ***	0,00
DIV							0,27 ***	0,005***
R <sup>2</sup> ajusté	0,46	0,50	0,48	0,51	0,61	0,61	0,63	0,46

Estimations des modèles de panel appartements et maisons, la variable à expliquer est la variation des prix des maisons déflatés par l'IPC.

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

### 5.3. Résultats et interprétations

Les signes des coefficients correspondent globalement à ceux attendus. La taille de la population, le revenu et le taux de divorce impactent positivement les prix, le ratio OLDDEP négativement. L'effet du taux d'intérêt est instable et l'offre neuve est associée à un coefficient positif. Le  $R^2$  ajusté du modèle M6 est substantiel : 50% pour les appartements et 63% pour les maisons. Il est intéressant de constater que la variable OLDDEP contribue fortement au pouvoir explicatif de ce modèle<sup>16</sup>, et que l'inclusion progressive des autres variables n'améliore qu'assez faiblement le  $R^2$  ajusté.

Intéressons-nous tout d'abord, avec le modèle M6, aux facteurs traditionnellement mis en avant. Une augmentation du revenu de 1% produit une hausse du prix des appartements de 0,61%, et de 0,81% pour les maisons. Cela est assez modéré et cohérent avec les résultats de Takáts (2012)<sup>17</sup>. Cette variable ne semble donc pas être en mesure de fournir une explication à la très forte hausse des prix observée entre 1998 et 2006.

Deuxièmement, et contrairement à l'idée courante, les taux semblent jouer un rôle mineur, voire nul : les coefficients sont faibles, pas toujours significatifs et instables quant à leurs signes. Troisièmement, la variable spatiale de l'offre neuve est positive et faible. Cela peut sembler contradictoire car on s'attendrait à ce que l'augmentation de l'offre produise une baisse des prix. Cependant, ce résultat apparemment paradoxal, est bien connu ; il est dû au fait que les promoteurs décident souvent de développer leurs projets dans des zones porteuses et haussières<sup>18</sup>. L'effet direct de la baisse des prix par augmentation de l'offre neuve est donc ici

<sup>16</sup> Les modèles M1, avec la seule variable OLDDEP, possèdent déjà des  $R^2$  ajustés de 38% (appartements) et 46% (maisons).

<sup>17</sup> Pour 1% d'augmentation du PIB, les prix immobiliers augmentent de 0,9% dans cet article.

<sup>18</sup> Selon le stock Flow modèle: 'housing price peaks lead to an increase in new housing supply', Saita et al., 2016.

de deuxième ordre par rapport à l'effet inverse, causé par les stratégies de promotion. Cela signifie, en particulier, que les politiques de soutien à la construction neuve seraient relativement sans effet sur les prix de l'ancien. Quatrièmement, le taux de divorce a un impact positif et faible. Si on prend le cas des appartements et que l'on considère que le taux de divorce augmente fortement en passant de 40% à 50%, l'impact sur les prix ne serait alors que de + 6,68%<sup>19</sup>. Ainsi, contrairement à ce qui est souvent énoncé, le divorce impacte peu les prix. La séparation d'un ménage-proprétaire ne produit probablement pas deux propriétaires, mais un propriétaire et un locataire, voire même deux locataires étant donné l'augmentation des difficultés budgétaires de chacun.

Le modèle M7 ne prend pas en compte les variables démographiques. Son pouvoir explicatif est plus faible que pour le modèle M6, mais il reste substantiel. Il est toutefois remarquable de constater que l'inclusion de TOTPOP et de OLDDEP réduit fortement les coefficients des quatre autres variables. En d'autres termes, les facteurs classiquement mis en avant pour expliquer les dynamiques du prix des logements (revenu, taux d'intérêt, offre neuve, divorce) sont secondaires devant les déterminants démographiques. Cela a pour conséquence qu'une politique du logement visant à faire baisser les prix et/ou à solvabiliser la demande, et qui se baserait uniquement sur ces variables classiques aura des résultats moins pérennes. D'ailleurs plusieurs études soutiennent cette idée. Choi et Jung (2016)<sup>20</sup>, par exemple, affirment qu'une politique de contrôle de naissance i.e. maîtrise de l'augmentation de la population est plus efficace pour tempérer les augmentations des prix des logements, plutôt que d'agir sur d'autres fondamentaux économiques.

---

<sup>19</sup>  $\text{Exp}(0,29 * \text{Ln}(50/40)) - 1$ .

<sup>20</sup> Choi and Jung (2016), "Does an economically active population matter in housing prices?" Applied Economics Letters.

L'impact principal sur les prix semble en fait être dû aux deux facteurs démographiques OLDDEP et TOTPOP. Une augmentation de 1% de la population totale fait augmenter les prix des appartements de 5,11%, et de 4,25% pour les maisons. Quant au ratio OLDDEP, s'il passe de 40% à 41%, les prix baissent de 4,28% pour les appartements et de 4,89% pour les maisons<sup>21</sup>.

L'hypothèse selon laquelle l'évolution du nombre de retraités par actifs est un facteur de tout premier ordre pour expliquer le prix des logements trouve donc une validation par l'approche en données de panel, pour la France, sur la période 2000 – 2013. Sur la base des prévisions démographiques, à l'horizon 2025 l'impact de la population totale sur les prix serait de +23% pour les appartements et +19% sur les maisons. L'impact du vieillissement serait de -28% pour les appartements et -32% sur les maisons<sup>22</sup>. Le marché devrait donc être baissier, légèrement pour les appartements (-5%), et plus nettement pour les maisons (-13%).

---

<sup>21</sup>Détails du calcul : appartements=  $\text{Exp}(-1,77*(\ln(41)-\ln(40)))-1$  / maisons= $\text{Exp}(-2,03*(\ln(41)-\ln(40)))-1$

<sup>22</sup>TOTPOP<sub>2015</sub> = 64,5 M et OLDDEP<sub>2015</sub> = 0,48. TOTPOP<sub>2025</sub> = 67,2 M et OLDDEP<sub>2025</sub> = 0,58.

## 6. Approfondissement de l'étude démographique

Afin d'évaluer l'impact de la démographie sur les prix du résidentiel en France, nous avons utilisé deux variables démographiques : la première capture l'effet taille de la population (TOTPOP) et la seconde capture l'effet structure de la population et plus précisément le degré de vieillissement (OLDDEP). Dans cette section, nous approfondissons notre analyse en introduisant diverses variables basées sur la structure par âge de la population française.

En effet, plusieurs études empiriques ont mis en évidence le lien possible entre les classes d'âges des populations et les variables telles que l'épargne (Horioka, 1991), la demande de monnaie (Kenny, 1991), l'inflation (Lindh et Malmberg, 1998), les prix des actifs (Bakshi et Chen, 1994), etc.

Plus spécifiquement, le lien entre le marché de l'immobilier et les populations par groupes d'âges a été constaté. Sur la base de l'analyse des taux de propriété, des auteurs tels que Shimizu et Watanabe (2010) ont démontré l'effet de l'âge sur les marchés des logements au Japon et aux États-Unis. Ils ont réussi à démontrer par exemple que la classe d'âge motrice pour la demande de logement est celle des personnes âgées entre 35 ans et 44 ans, alors qu'aux États-Unis c'est une population beaucoup moins âgée qui impacte plus largement la demande de logements (25 ans – 35 ans). La prémisse d'une telle segmentation de la population repose sur le fait qu'au sein d'un même groupe d'âge les individus sont homogènes et partagent un ensemble de besoins et de contraintes qui influencent leurs comportements en ce qui concerne les décisions, les actions entreprises et les transactions sur le marché de l'immobilier. Par conséquent, plutôt que de considérer la population dans son ensemble ou d'isoler la cohorte des personnes âgées, nous allons ici segmenter la population en fonction des âges. Ainsi, en

étudiant la population de manière plus segmentée, nous pouvons déterminer quelle influence la taille de chaque groupe d'âge a-t-elle sur les prix des logements.

### **6.1. Population active et population non active**

L'objectif de cette première segmentation est d'analyser l'impact de la population qui ne fait pas ou plus partie de la population économiquement active. Ainsi, dans notre modèle, nous utilisons la variable POPNONACT (pour population non active), qui est la somme de la population âgée de moins de 19 ans et la population âgée de plus de 60 ans, divisée par la population totale. L'impact attendu d'un déséquilibre potentiel entre la population active et la population non active en raison d'une augmentation de la part de cette dernière, est une pression à la baisse sur les prix des logements. En fait, une croissance de la population non active, toute chose étant égale par ailleurs, signifie une contraction de la part de la population active, qui est censée être la force motrice de la demande de logement compte tenu de leur situation financière et de leur prédisposition à acquérir des biens immobiliers. Les résultats sont reportés dans le tableau 2 sous le modèle M1. Le coefficient associé à la population non active est significatif et négatif.

### **6.2. Population active, population jeune et population âgée**

La population non active économiquement a été ensuite scindée en deux. D'une part, la population des plus jeunes, qui ne sont pas vraiment encore concernés par le marché du résidentiel, et la population âgée. Nous nous attendons à un impact plus important de la part de ces derniers, car comme expliqué antérieurement, selon la théorie du cycle de vie, les propriétaires parmi cette population sont susceptibles de liquider leurs actifs pour répondre à divers besoins ; assurer un revenu supplémentaire, maintenir leur niveau de vie, financer leur dépendance, etc. Cela entraînerait une augmentation de l'offre de logements sur le marché.

C'est pourquoi la combinaison d'une population en âge de travailler (acheteurs potentiels) plus faible face à une population âgée (vendeurs potentiels) plus importante exercerait une pression à la baisse sur les prix des logements. Les résultats sont reportés dans le tableau 2 sous le modèle M2, et confirment notre intuition : la population jeune affecte négativement et significativement l'évolution des prix. Le coefficient associé à cette variable est de -0,64 pour les appartements et -1,12 pour les maisons. La population âgée a un impact encore plus important sur les évolutions des prix : -2,94 pour les appartements et -3,27 pour les maisons.

### **6.3. Population par groupe d'âge de 10 ans**

L'examen de la population de manière plus segmentée pourrait apporter une réponse supplémentaire concernant l'impact de la structure de la population sur les évolutions des prix des logements. Ainsi, la population totale est maintenant divisée en groupes d'âge de dix ans de 20 – 29 à 60 – 69, en plus des jeunes de moins de 19 ans et des personnes âgées de plus de 70 ans, soit un total de sept groupes d'âge.

Les résultats attendus sont les suivants : la population âgée de moins de 30 ans devrait avoir un impact négatif sur les prix des logements, car elle est hors du marché des transactions et n'est pas encore concernée par un achat de logement. Cette caractéristique est particulière au marché résidentiel français (contrairement aux américains), avec 82% des ménages de moins de 30 ans et 90% des ménages de moins de 25 ans, qui sont locataires (source : INSEE *Conditions de logements en France*, édition 2017). En effet, le taux de mobilité le plus élevé apparaît dans la population âgée de 20 à 29 ans, probablement en raison des besoins professionnels. Cet aspect typique du début de la vie professionnelle, en plus d'un revenu relativement bas rend l'achat d'un bien immobilier extrêmement difficile. Ainsi, une part plus

importante de cette population n'aura pas d'impact sur la demande de logement en accession, donc sur l'augmentation des prix.

La population âgée de 30 à 59 ans est une population plus stable sur les plans professionnel et personnel, avec des ressources financières plus élevées. Cela renforcerait leur volonté d'accession à la propriété. Ainsi, plus leur poids augmente, plus les prix des logements augmentent. Cependant, parmi cette population, nous pouvons nous attendre à un impact positif plus important de la population âgée de 40 à 59 ans sur les prix des logements, car ils sont considérés comme les emprunteurs les plus solvables compte tenu de leurs situations professionnelles.

La population âgée de plus de 60 ans devrait avoir un impact négatif sur les prix des biens, car cette tranche d'âge regroupe principalement des vendeurs nets. Au sein de cette population, nous pouvons nous attendre à un impact négatif grandissant au fur et à mesure qu'on avance dans l'âge, car le processus de vente a lieu progressivement de la retraite au décès. Par exemple, un couple âgé de plus de 70 ans, plus qu'un couple à peine sorti de la vie active, sera concerné par la vente de leur propriété car il a opté pour la location ou l'achat d'un bien plus adapté, une surface plus petite, voire pour le déplacement dans des résidences spécialisées.

Les résultats présentés dans le tableau 2 sont plutôt cohérents avec nos attentes : les plus jeunes n'ont pas d'impact significatif sur les prix des logements collectifs et individuels. Parmi la population active, le seul groupe d'âge qui a eu un impact significatif et positif sur les prix des logements est la population âgée de 40 à 49 ans, avec un impact plus important sur les maisons que sur les appartements. En fait, contrairement à notre prévision initiale la population âgée de 30 à 39 ans a un impact significatif et négatif sur les prix des logements. Cela pourrait s'expliquer par l'appauvrissement croissant de la population et des jeunes adultes en

particulier<sup>23</sup>. Leur vulnérabilité financière a augmenté au cours de cette dernière décennie, ce qui les oblige à retarder leur projet d'acquisition de logements et à rester sur le marché de la location pour une période plus longue. En ce qui concerne la population âgée de 50 à 59 ans, les résultats montrent qu'aucune relation statistiquement significative n'a été observée entre l'évolution de cette tranche d'âge et les prix des logements. Pourtant, on s'attendait à ce que ce groupe d'âge soit significativement et positivement corrélé au moins aux prix des maisons, surtout lorsque l'on constate que 73% des propriétaires parmi la population âgée de 50 à 59 ans possèdent des maisons (pour plus d'informations, voir enquête SHARE 2006). Conformément à nos attentes, la population âgée de 60 à 69 ans a un impact négatif sur les prix des logements ; À mesure que la taille de cette population augmente, plus de propriétés sont mises en vente, ce qui entraîne une augmentation de l'offre que la génération plus jeune ne peut pas absorber. Ainsi, la part de la population âgée de 60 à 69 ans et les prix sont négativement corrélés. Les résultats de régression confirment aussi l'existence d'un rapport négatif et statistiquement significatif entre la population âgée de plus de 70 ans et les prix des logements. Mais l'impact de cette tranche d'âge n'est pas plus important que celui des 60 – 69 ans, contrairement à ce qui était attendu. En réalité, entre 1999 et 2006, la plus forte augmentation du taux de propriété a été observée parmi la population âgée de plus de 75 ans (Source : INSEE, recensement de la population, 2006). Ce fait, c'est-à-dire l'accession tardive à la propriété, a peut-être faussé les résultats concernant la consommation de richesse à la retraite. À notre avis, cette conclusion (impact moindre des plus de 70 ans par rapport aux 60 – 69 ans) ne peut pas être généralisée, car la période de l'étude est courte et ne couvre pas une autre période qui ne se caractérise pas par une telle caractéristique chez la population âgée de plus 70 ans.

---

<sup>23</sup> Selon l'étude de l'INSEE « Les revenus et patrimoines de ménages », 2013.

#### 6.4. Middle to Old Ratio (Ratio M/O)

Précédemment, nous avons constaté que les tailles des cohortes démographiques clés impactent les prix des logements. En effet, certains groupes d'âge représentent le principal moteur de la demande de logement qui entraîne une pression à la hausse des prix, tandis que d'autres sont des vendeurs nets et impactent négativement les prix.

Pour affiner notre compréhension de l'impact de la population sur le marché immobilier, nous avons décidé d'isoler les groupes d'âge les plus influents : la population âgée de 40 à 49 ans et la population âgée de 60 à 69 ans. À la lumière des travaux de Liu et Spiegel (2011), nous construisons le ratio Middle to Old : le rapport entre la tranche d'âge de 40 à 49 ans et la cohorte de la tranche d'âge de 60 à 69 ans. Contrairement au ratio Middle to Young construit par Geanakoplos *et al.* (2004), le ratio M/O est plus pertinent pour notre étude, car il détecte le déséquilibre potentiel entre les tailles des cohortes des acheteurs et des vendeurs, donc leurs pouvoirs de négociation et les implications sur l'évolution des prix.

Les résultats sont reportés dans le tableau 2 sous le modèle M4. Ils montrent que plus le ratio M/O augmente, i.e. augmentation de la part de la population âgée de 40 à 49 ans ou diminution de la part de la population âgée de 60 à 69 ans, plus les prix des logements augmentent. L'impact est plus important pour les maisons que pour les appartements. Nous remarquons que dans les modèles de 1 à 4, la substitution du OLDDEP n'impacte pas la stabilité des coefficients associés aux autres facteurs démographiques et économiques qui restent robustes.

**Tableau 2.** Estimations des modèles appartements et maisons

Type de bien	Appartements				Maisons			
	Modèles	M1	M2	M3	M4	M1	M2	M3
REVMEN	0,69 ***	0,65 ***	0,5 ***	0,49***	1,13 ***	1,1 ***	0,59 ***	0,61***
TOTPOP	6,05 ***	5,02 ***	3,32 ***	4,76***	6,61 ***	6,06 ***	3,61 ***	4,32***
POPACT	Réf.	Réf.	-		Réf.	Réf.	-	
POPNONACT	-4,02 ***	-	-		-5,5 ***	-	-	
POP<20	-	-0,15	-		-	-1,12 ***	-	
POP>60	-	-2,66 ***	-		-	-3,27 ***	-	
G1	-	-	-0,08		-	-	-0,2	
G2	-	-	Réf.		-	-	Réf.	
G3	-	-	-1,68 ***		-	-	-1,29 **	
G4	-	-	0,9 **		-	-	0,8 ***	
G5	-	-	-0,27		-	-	0,32	
G6	-	-	-1,64 ***		-	-	-1,15 ***	
G7	-	-	-1,15 ***		-	-	0,7 **	
M/O				1,01***				1,07***
TEG	0,01	0,03	0,04 *	0,03			0,13 ***	0,13 ***
OFF	0,02***	0,02***	0,02 ***	0,02***			0,13 ***	0,13***
DIV	0,3***	0,29***	0,31 ***	0,26***			0,27 ***	0,24***
R <sup>2</sup> ajusté	0,48	0,5	0,58	0,52	0,58	0,58	0,66	0,65

Régressions effet fixes en différence première de log. Données sur 94 départements métropolitains sur la période 2000 – 2013. Variables dépendantes : prix des appartements et des maisons. Variables indépendantes spécifiques à chaque modèle pour M1 population non-active, M2 population âgée de moins de 20 ans, population âgée de plus de 60 ans, M3 population par groupe d'âge de 10 ans. M4 ratio *Middle to Old*.

\*, \*\*, \*\*\* significativité à 10%, 5% et 1%.

## **7. Analyse des spécificités territoriales**

### **7.1. Définitions des critères de segmentations**

Notre panel est composé de 94 départements français, dont les caractéristiques diffèrent sur la base du positionnement géographique, du profil démographique, de la croissance économique, etc. Afin d'approfondir la connaissance de ce phénomène de différenciation territoriale, nous réestimons notre modèle suivant trois segmentations (figure 10).

#### **7.1.1. Première segmentation : Âges médians des départements**

Cette première segmentation sur le critère de l'âge distingue les départements « jeunes » des départements « âgés ». En classant les âges médians départementaux par rapport à l'âge médian national, on obtient deux sous-ensembles de même taille approximativement : 48 départements sont caractérisés comme « jeunes », et 46 départements comme « âgés ». L'objectif est d'analyser dans quelle mesure les facteurs démographiques ont des impacts persistants sur les marchés immobiliers, et d'évaluer plus particulièrement si le vieillissement de la population est aussi impactant au sein des départements qui regorgent de jeunes, ou qu'il serait au contraire marginal.

#### **7.1.2. Deuxième segmentation : Urbanisation et ruralité**

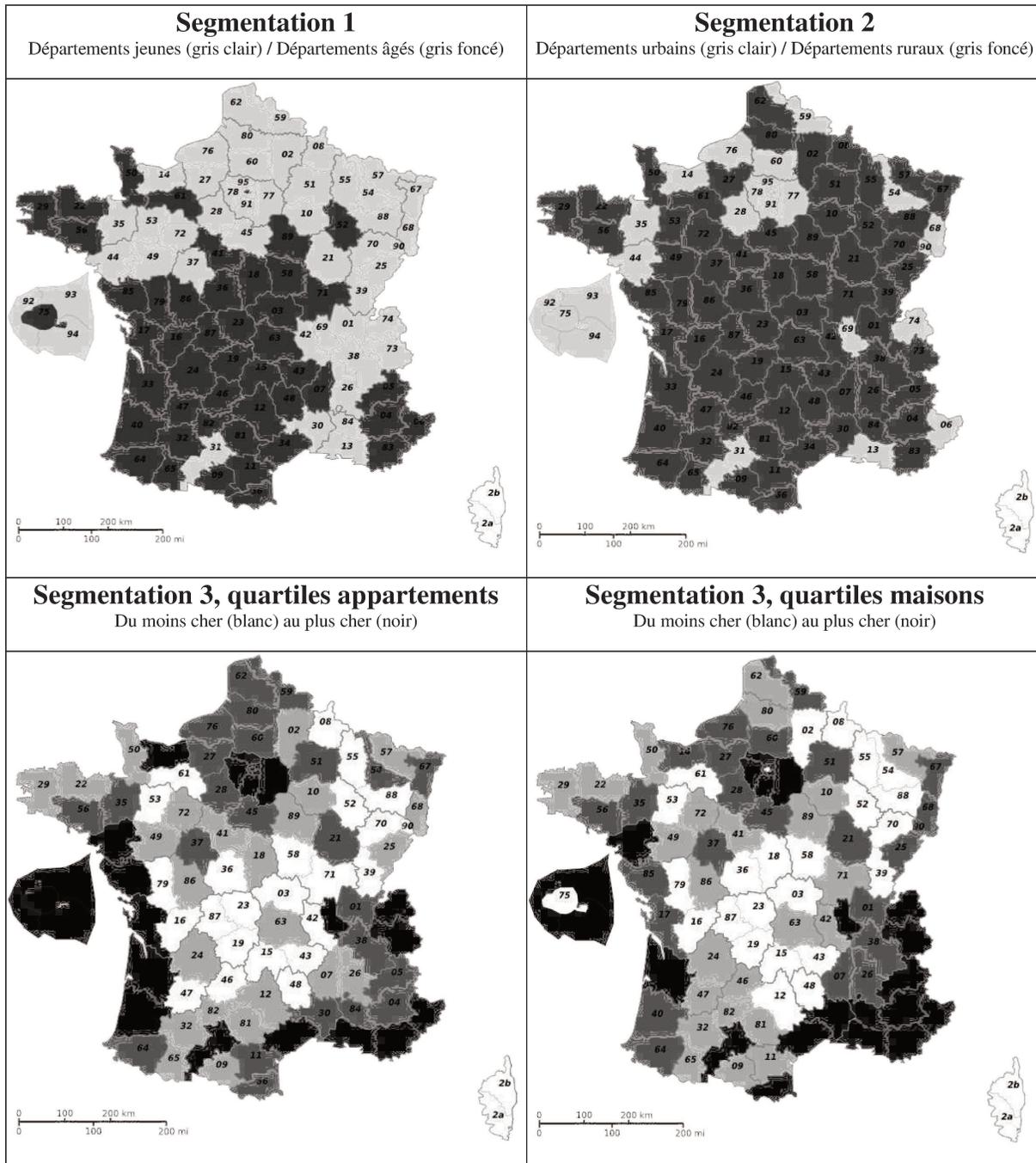
La seconde segmentation distingue les départements ruraux des départements urbains. Elle est définie par l'INSEE sur la base de la continuité du bâti et la taille de la population. Nous obtenons alors deux sous ensemble : 69 départements ruraux et 23 départements urbains.

Notons que les départements issus de ces deux premières segmentations peuvent présenter des points en commun : un département rural a souvent un âge médian élevé, et inversement. Cependant le lien n'est pas systématique ; Le département « Alpes Maritimes » situé sur la Côte d'Azur est par exemple un département fortement urbanisé avec une part très importante de la population âgée de plus de 60 ans. En effet, les départements du sud, ou les départements littoraux sont urbanisés et fortement attractifs pour les retraités, les plus aisés.

### **7.1.3. Troisième segmentation : Prix de l'immobilier**

La troisième segmentation est réalisée sur la base des quartiles de prix appartements et maisons (Sources : Notaires-INSEE, Immoprix, 2013). On y distingue clairement l'influence de Paris, la diagonale du vide ainsi que l'effet littoral. Celui-ci est très net pour les appartements ; pour les maisons il conviendrait plutôt de parler d'un effet Sud-Est. Ces segmentations présentent des structures spatiales hétérogènes qui ne sont pas équivalentes entre elles. L'objectif de cette dernière segmentation est de vérifier s'il y a des liens à priori entre les impacts des facteurs démographiques et la cherté des prix observés.

Figure 10. Segmentations spatiales



## 7.2. Résultats et interprétations

Les résultats sont présentés dans le tableau 3. Le pouvoir explicatif du modèle reste substantiel quel que soit les sous ensemble de départements. Les coefficients associés aux différentes variables et leur degré de significativité sont assez proches du modèle global. La variable OLDDEP influence les prix de manière très stable. Si la distribution spatiale de cette donnée est hétérogène, son principe causal est pour autant homogène. Cependant, on pouvait s'imaginer que l'impact de cette variable est plus important dans les départements ruraux caractérisés par une forte présence des personnes âgées, car le phénomène de liquéfaction des biens immobiliers serait amplifié, sans une vraie absorption derrière, mais les résultats suggèrent que cette intuition n'est vérifiée que pour les appartements en comparant les départements jeunes et âgés. Pour les autres variables, les causalités varient davantage.

**Tableau 3.** Estimations du modèle M6 selon les segmentations départementales jeune/âgés, urbain/rural et par quartiles de prix

Type de bien	Appartements		Maisons		Appartements		Maisons	
	<i>Segmentation 1 : Jeunes (J) versus Âgés (A)</i>				<i>Segmentation 2 : Urbains (U) versus Rural (r)</i>			
Variabes	J	A	J	A	U	R	U	R
REVMEN	0,42	0,85 ***	0,51 ***	0,99 ***	0,19	0,78 ***	0,32 *	0,87 ***
TOTPOP	7,12 ***	3,18 ***	5,69 ***	3,52 ***	7,41 ***	-3,90 ***	6,10 ***	3,91 ***
OLDDEP	-1,67 ***	-1,86 ***	-2,04 ***	-1,78 ***	-1,84 ***	-1,74 ***	-2,27 ***	-1,81 ***
TEG	-0,04	-0,02	0,14 **	0,10	0,04 **	-0,02	-0,17 ***	0,11 ***
OFF	0,04 ***	0,01 ***	0,12 ***	0,13 ***	0,05 ***	0,01 ***	0,12 ***	0,13 ***
DIV	0,26 ***	0,34 ***	0,25 ***	0,3 ***	0,29 ***	0,30 ***	0,27 ***	0,28 ***
R <sup>2</sup> ajusté	0,45	0,55	0,54	0,71	0,48	0,51	0,50	0,66
<i>Segmentation 4 : Quartiles de prix</i>								
Variabes	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4
REVMEN	0,89 ***	0,78 ***	0,67 ***	0,35 ***	0,78 ***	1,12 ***	0,50 ***	0,58 ***
TOTPOP	0,90	0,89	5,84 ***	9,23 ***	2,20 ***	0,37	6,11 ***	6,18 ***
OLDDEP	-1,59 ***	-2,07 ***	-1,79 ***	-1,69 ***	-1,74 ***	-1,70 ***	-2,18 ***	-2,23 ***
TEG	0,06	0,01	0,03	0,10 **	-0,09 **	0,18 ***	0,16 ***	0,11 **
OFF	0,01 ***	0,01 *	0,03 ***	0,07 ***	0,12 ***	0,15 ***	0,18 ***	0,09 ***
DIV	0,31 ***	0,30 ***	0,25 ***	0,37 ***	0,25 ***	0,35 ***	0,23 ***	0,30 ***
R <sup>2</sup> ajusté	0,49	0,49	0,50	0,57	0,62	0,69	0,66	0,57

Estimation du modèle de panel M6 sur les différents segments. Les variables à expliquer sont les variations des prix des maisons et des appartements, déflatés par l'IPC.

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

Segmentation 1 : départements jeunes (48) / départements âgés (46). Segmentation 2 : départements urbains (23) / départements ruraux (69). Segmentation 3 : par quartile de prix, du moins cher Q1 au plus cher Q4.

Ainsi, pour le revenu (REV) et la population totale (TOTPOP), les effets diffèrent entre les zones jeunes, urbaines ou chères, et les zones âgées, rurales ou peu chères.

Pour les espaces du premier type la population totale a un rôle accru, le revenu impactant peu, voire pas, le prix des logements. Nous pouvons clairement voir que l'impact de l'augmentation de la taille de la population augmente au fur et à mesure qu'on passe du premier quartile au 4ème quartile de prix. Un département « cher » est aussi assez souvent un département très urbanisé, la densité y est plus forte que dans un département rural, le taux d'inoccupation est

très faible. Par conséquent, une augmentation de la population dans de telles conditions affectera probablement davantage la demande et les prix des logements que dans les autres départements « peu chers », caractérisés par une faible densité et des taux d'inoccupation élevés.

Pour les zones du second type, la causalité du revenu est renforcée tandis que la population totale joue un rôle mineur, voire nul.

Pour récapituler, dans les zones jeunes-urbaines-chères le déterminant démographique prime sur le déterminant économique ; alors que pour les zones âgées-rurales-abordables c'est le déterminant économique qui prime.

Pour les taux (TEG) et l'offre neuve (OFF), la segmentation qui s'impose n'est pas territoriale mais basée sur le type de bien. Pour les appartements, les effets des taux et de la construction sont souvent non significatifs ou très faibles. Pour les maisons les effets sont positifs, tout en restant modestes ; ils sont de plus contre-intuitifs. Pour le TEG, cela pourrait s'expliquer par un effet temporaire d'incitation : de légères variations à la hausse des taux étant plausibles, l'achat d'une maison étant de plus très engageant financièrement, il faudrait se hâter d'acheter, ce qui pousse ainsi les prix à la hausse. Pour la variable OFF, les résultats semblent indiquer que la stratégie de promotion visant à construire dans les marchés haussiers vaut surtout pour le marché des maisons. Ces deux variables ont cependant des effets minimes sur les prix. Enfin, pour la variable divorce (DIV), on ne note pas de variabilité géographique de la causalité, ceci pourrait s'expliquer par l'échelle géographique de la variable (variable au niveau national).

## 8. Conclusion

Pour étudier l'effet du facteur démographique sur le prix des logements et leur dynamique depuis quinze ans, nous nous sommes inscrits dans un modèle à trois dimensions. Il apparaît à l'issue de cette étude que la sphère économique, approximée par les variables du revenu et des taux d'intérêt, est secondaire devant la sphère démographique, approximée par la population totale et par le ratio entre le nombre de retraités et la population active. Il est de plus notable que le divorce a un rôle mineur, et que les variations de la construction neuve n'impactent pas les prix de l'ancien. La déclinaison spatiale du phénomène nous a appris que la causalité entre prix et vieillissement est spatialement assez homogène. De plus, pour les zones urbaines-jeunes-chères, le facteur démographique de la population totale prime sur le revenu, alors que pour les départements ruraux-âgés-abordables la situation est inverse.

La question du 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, ceci nous permet de mieux comprendre l'évolution récente et à venir des prix du logement.

Le Bayon *et al.* (2013) indiquent que les principaux acheteurs de résidence principale en France seraient les 30 – 50 ans. Sur cette base, nous pouvons distinguer trois phases qui correspondent au déplacement et au vieillissement des cohortes du *baby-boom*.

La première phase est celle du pré *papy-boom*, elle se caractérise par la très forte hausse des prix entre 1996 et 2006<sup>24</sup>. C'est le moment où l'on trouve le plus grand nombre de baby-boomers entre 30 et 50 ans. Ces classes d'âges sont nombreuses et massivement acheteuses, cette envolée des prix correspond à un phénomène de demande.

---

<sup>24</sup> Suivant les secteurs et les segments du marché, la hausse peut se poursuivre jusqu'en 2010. Nous retenons toutefois 2006 comme une date symbolique marquant le début du *papy-boom*.

La seconde phase débute en 2006, année où les personnes nées dans l'immédiat après-guerre commencent à arriver à l'âge de la retraite. Il est notable que l'inflexion des prix coïncide avec le début du *papy-boom* – il s'agit ici aussi d'un élément de confirmation du lien causal. Les 30 – 50 ans étant moins nombreux dans la population, l'intensité des achats diminue, les prix des logements baissent peu à peu. Les volumes confirment ce fléchissement de la demande : le nombre de transactions a diminué de 10% par rapport à la première période (CGEDD d'après DGFIP (MEDOC) et bases notariales).

Pour la troisième phase, qui débute actuellement, un autre phénomène vient s'y adjoindre : une augmentation régulière du nombre des décès est en effet à l'œuvre. De 530 000 décès/an en moyenne sur les 10 dernières années, ce nombre devrait passer progressivement à 600 000 en 2020, puis continuer à augmenter (INSEE). Les biens hérités sont pour une part conservés par les descendants, mais une fraction significative est aussi remise sur le marché, accroissant l'offre. Erosion de la demande et augmentation de l'offre sont des freins à l'augmentation des prix, ce qui devrait ralentir l'augmentation des prix, voire à terme conduire à un mouvement baissier.

En nous basant sur ces résultats, nous avons poursuivi la réflexion autour du thème de la concurrence générationnelle, qui jusque-là pouvait être insoutenable par les jeunes générations. En effet, les générations ne sont pas en séquence, elles sont imbriquées les unes dans les autres. Il y a donc, de fait, une concurrence intergénérationnelle sur certains biens communs et en particulier pour le logement. Lorsque des phénomènes viennent affecter les effectifs des classes d'âge on peut donc s'attendre à ce qu'ils affectent aussi le rapport de force entre ces classes. La génération des retraités semble avoir bien préparé la retraite. Le soutien à l'investissement locatif en est un exemple. En effet, arrivés à l'âge de la retraite, les baby-boomers sont souvent

propriétaires de leurs résidences principales et n'ont plus de crédits à rembourser<sup>25</sup>. Leur capacité d'emprunt peut alors être employée pour l'investissement locatif. Cet accroissement du taux de propriétaires chez les retraités est sans doute un frein à la baisse des prix, pour un temps. Pendant ce temps, les jeunes générations, c'est-à-dire les personnes qui auraient pu acheter dans une situation standard, fournissent un vivier important de locataires solvables. A titre d'exemple, seul 18% des ménages d'Île-de-France entre 25 et 45 ans pouvaient acheter un bien immobilier correspondant à leurs besoins en 2013 (Baromètre CAPACIM). L'alternative pour eux consiste souvent entre la location dans les centres urbains et l'achat dans le péri-urbain. Mais avec les prédictions démographiques et la théorie du cycle de vie, ce cercle vicieux dans lequel se trouvent les jeunes générations pourrait prendre fin.

---

<sup>25</sup> Ce statut dit de 'propriétaire non accédant' est d'ailleurs celui de 70% des propriétaires, souvent âgés (INSEE, Compte du logement 2011).

## ANNEXES

## Annexe 1 ♦ Tests de stationnarité : Im, Pesaran et Shin &amp; Harris Tzavalis

Variables	Niveau (ln)		1 <sup>ère</sup> différence (Δln)	
	Common AR (Harris Tzavalis)	Panel specific AR (IPS)	Common AR (Harris Tzavalis)	Panel specific AR (IPS)
PAPP (Indices des prix des appartements)	0,77 (1,00)	3,88 (0,99)	0,8 (0,00) ***	-6,52 (0,00) ***
PMAI (Indices des prix des maisons)	0,63 (1,00)	7 (1,00)	0,15 (0,00) ***	-4,44 (0,00) ***
REVMEN (Revenu des ménages)	0,85 (0,99)	6,22 (1,00)	-0,22 (0,00) ***	-16,53 (0,00) ***
TOTPOP (Population totale)	0,87 (1,00)	5,46 (1,00)	0,44 (0,00) ***	-6,62 (0,00) ***
OLDDEP (Ratio de dépendance des personnes âgées)	0,87 (1,00)	4,43 (1,00)	0,28 (0,00) ***	-9 (0,00) ***
M/O (Ratio <i>Middle to old</i> )	0,97 (1,00)	10,65 (1,00)	0,68 (0,00) ***	-12,87 (0,00) ***
POPACT (Population active 20-59 ans)	0,83 (1,00)	3,36 (1,00)	0,27 (0,00) ***	-14,35 (0,00) ***
POPNONACT (Population non active)	0,8 (1,00)	2,7 (0,99)	0,21 (0,00) ***	-14,63 (0,00) ***
POP20 (Population ≤ 20 ans)	0,55 (0,95)	1,47 (0,92)	-0,04 (0,00) ***	-13,04 (0,00) ***
POP60 (Population ≥ 60 ans)	0,82 (1,00)	3,58 (0,99)	0,22 (0,00) ***	-13,82 (0,00) ***
G1 (0-19 ans)	0,55 (0,95)	1,47 (0,92)	-0,04 (0,00) ***	-13,04 (0,00) ***
G2 (20-29 ans)	0,55 (0,97)	-1,38 (0,08) *	-0,07 (0,00) ***	-9,36 (0,00) ***
G3 (30-39 ans)	0,78 (1,00)	2,26 (0,98)	0,22 (0,00) ***	-9,21 (0,00) ***
G4 (40-49 ans)	0,82 (1,00)	3,75 (0,99)	0,34 (0,00) ***	-8,21 (0,00) ***
G5 (50-59 ans)	0,93 (1,00)	7,11 (1,00)	0,58 (0,00) ***	-13,73 (0,00) ***
G6 (60-69 ans)	0,98 (1,00)	10,63 (1,00)	0,65 (0,00) ***	-12,99 (0,00) ***
G7 (70 ans et plus)	0,76 (1,00)	1,23 (0,89)	0,15 (0,00) ***	-14,82 (0,00) ***
DIV (Taux de divorce)	0,61 (0,99)	4,5 (1,00)	-0,03 (0,00) ***	-2,8 (0,00) ***
TEG (Taux effectif global fixe)	0,79 (1,00)	-2,25 (0,00) ***	0,2 (0,00) ***	-12,5 (0,00) ***
OFFapp (Construction d'appartements)	0,15 (0,00) ***	-5,04 (0,00) ***	-0,33 (0,00) ***	-17,86 (0,00) ***
OFFmai (Construction de maisons)	0,55 (0,00) ***	-3,38 (0,00) ***	-0,25 (0,00) ***	-15,97 (0,00) ***

## Annexe 2 ♦ Cointegration & Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS)

### 1. Appartements : modèle à 6 variables explicatives

#### 1.1. Pedroni test :

---

Pedroni Residual Cointegration Test  
 Series: LNPAPPDEFL LNREVMEN LNOLDDEPRATIO LNTOTPOP  
 LNTEGF LNTOTOFFAPP LNTXDIV  
 Date: 01/28/16 Time: 15:05  
 Sample: 2000 2013  
 Included observations: 1316  
 Cross-sections included: 94  
 Null Hypothesis: No cointegration  
 Trend assumption: Deterministic intercept and trend  
 Automatic lag length selection based on SIC with a max lag of 0  
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

---

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)

	<u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>	Weighted <u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>
Panel v-Statistic	-3.523314	0.9998	-6.447633	1.0000
Panel rho-Statistic	14.13129	1.0000	13.70170	1.0000
Panel PP-Statistic	-1.343801	0.0895	-8.826232	0.0000
Panel ADF-Statistic	-0.272582	0.3926	-5.061940	0.0000

Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)

	<u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>
Group rho-Statistic	17.18620	1.0000
Group PP-Statistic	-17.19004	0.0000
Group ADF-Statistic	-5.233116	0.0000

---



---

Pedroni Residual Cointegration Test  
 Series: LNPAPPDEFL LNREVMEN LNOLDDEPRATIO LNTOTPOP  
 LNTEGF LNTOTOFFAPP LNTXDIV  
 Date: 01/28/16 Time: 15:04  
 Sample: 2000 2013  
 Included observations: 1316  
 Cross-sections included: 94  
 Null Hypothesis: No cointegration  
 Trend assumption: No deterministic trend  
 Automatic lag length selection based on SIC with a max lag of 1  
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

---

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)

	<u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>	Weighted <u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>
Panel v-Statistic	-3.939023	1.0000	-4.979286	1.0000
Panel rho-Statistic	11.22573	1.0000	10.98365	1.0000
Panel PP-Statistic	0.132293	0.5526	-5.218211	0.0000
Panel ADF-Statistic	-1.808380	0.0353	-6.213539	0.0000

Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)

	<u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>
Group rho-Statistic	14.85500	1.0000
Group PP-Statistic	-10.38425	0.0000
Group ADF-Statistic	-6.080100	0.0000

---

Pedroni Residual Cointegration Test  
 Series: LNPAPPDEFL LNREVMEN LNOLDDEPRATIO LNTOTPOP  
 LNTEGF LNTOTOFFAPP LNTXDIV  
 Date: 01/28/16 Time: 15:05  
 Sample: 2000 2013  
 Included observations: 1316  
 Cross-sections included: 94  
 Null Hypothesis: No cointegration  
 Trend assumption: No deterministic intercept or trend  
 Automatic lag length selection based on SIC with a max lag of 1  
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)

	<u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>	Weighted <u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>
Panel v-Statistic	-6.605660	1.0000	-10.00930	1.0000
Panel rho-Statistic	8.990254	1.0000	8.975528	1.0000
Panel PP-Statistic	-0.153477	0.4390	0.021607	0.5086
Panel ADF-Statistic	-1.607721	0.0539	-1.250722	0.1055

Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)

	<u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>
Group rho-Statistic	13.01958	1.0000
Group PP-Statistic	-4.541921	0.0000
Group ADF-Statistic	-4.458106	0.0000

## 1.2 FMOLS :

---

Dependent Variable: LNPAPPDEFL  
 Method: Panel Fully Modified Least Squares (FMOLS)  
 Date: 01/28/16 Time: 15:06  
 Sample (adjusted): 2001 2012  
 Periods included: 12  
 Cross-sections included: 94  
 Total panel (balanced) observations: 1128  
 Panel method: Pooled estimation  
 Cointegrating equation deterministic: C @TREND  
 Coefficient covariance computed using default method  
 Long-run covariance estimates (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNREVMEN	1.232729	0.124616	9.892183	0.0000

LNOLDDEPRATIO	-1.328742	0.131470	-10.10683	0.0000
LNTOTPOP	6.695322	0.621537	10.77221	0.0000
LNTEGF	0.290480	0.028666	10.13343	0.0000
LNTOTOFFAPP	0.046589	0.004442	10.48761	0.0000
LNTXDIV	0.753947	0.046067	16.36621	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.957652	Mean dependent var	5.029902	
Adjusted R-squared	0.948901	S.D. dependent var	0.222172	
S.E. of regression	0.050222	Sum squared resid	2.355787	
Durbin-Watson stat	1.257185	Long-run variance	0.001930	

## 2. Maisons : modèle à 6 variables explicatives

### 2.1 Pedroni test :

---

Pedroni Residual Cointegration Test  
 Series: LNPMAIDEFL LNOLDDEPRATIO LNREVMEN LNTOTPOP  
 LNTOTOFFMAI LNTEGF LNTXDIV  
 Date: 02/02/16 Time: 11:43  
 Sample: 2000 2013  
 Included observations: 1316  
 Cross-sections included: 93 (1 dropped)  
 Null Hypothesis: No cointegration  
 Trend assumption: No deterministic trend  
 Automatic lag length selection based on SIC with a max lag of 1  
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

---

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)

	<u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>	<u>Weighted</u> <u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>
Panel v-Statistic	-4.132174	1.0000	-7.896277	1.0000
Panel rho-Statistic	10.84437	1.0000	11.09987	1.0000
Panel PP-Statistic	-4.414379	0.0000	-13.68728	0.0000
Panel ADF-Statistic	-5.889225	0.0000	-10.14732	0.0000

Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)

	<u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>
Group rho-Statistic	14.45323	1.0000
Group PP-Statistic	-19.40918	0.0000
Group ADF-Statistic	-10.36402	0.0000

---



---

Pedroni Residual Cointegration Test  
 Series: LNPMAIDEFL LNOLDDEPRATIO LNREVMEN LNTOTPOP  
 LNTOTOFFMAI LNTEGF LNTXDIV  
 Date: 02/02/16 Time: 11:44  
 Sample: 2000 2013  
 Included observations: 1316  
 Cross-sections included: 93 (1 dropped)  
 Null Hypothesis: No cointegration  
 Trend assumption: Deterministic intercept and trend

Automatic lag length selection based on SIC with a max lag of 0  
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)

	<u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>	Weighted <u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>
Panel v-Statistic	-4.543329	1.0000	-10.64295	1.0000
Panel rho-Statistic	14.02591	1.0000	13.75405	1.0000
Panel PP-Statistic	-7.607656	0.0000	-22.06414	0.0000
Panel ADF-Statistic	-3.771754	0.0001	-9.143177	0.0000

Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)

	<u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>
Group rho-Statistic	16.20243	1.0000
Group PP-Statistic	-32.90914	0.0000
Group ADF-Statistic	-12.43561	0.0000

Pedroni Residual Cointegration Test

Series: LNPMAIDEFL LNOLDDEPRATIO LNREVMEN LNTOTPOP  
LNTOTOFFMAI LNTEGF LNTXDIV

Date: 02/02/16 Time: 11:44

Sample: 2000 2013

Included observations: 1316

Cross-sections included: 93 (1 dropped)

Null Hypothesis: No cointegration

Trend assumption: No deterministic intercept or trend

Automatic lag length selection based on SIC with a max lag of 1

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)

	<u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>	Weighted <u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>
Panel v-Statistic	-8.216779	1.0000	-11.31507	1.0000
Panel rho-Statistic	9.665005	1.0000	9.934938	1.0000
Panel PP-Statistic	0.847223	0.8016	0.075260	0.5300
Panel ADF-Statistic	-1.365175	0.0861	-3.423837	0.0003

Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)

	<u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>
Group rho-Statistic	13.78835	1.0000
Group PP-Statistic	-8.864637	0.0000
Group ADF-Statistic	-6.924531	0.0000

## 2.2 FMOLS :

Dependent Variable: LNPMAIDEFL

Method: Panel Fully Modified Least Squares (FMOLS)

Date: 02/04/16 Time: 23:18

Sample (adjusted): 2001 2012

Periods included: 12

Cross-sections included: 93

Total panel (balanced) observations: 1116  
 Panel method: Pooled estimation  
 Cointegrating equation deterministics: C @TREND  
 Coefficient covariance computed using default method  
 Long-run covariance estimates (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNOLDDEPRATIO	-1.679068	0.124769	-13.45743	0.0000
LNTOTPOP	5.752526	0.579384	9.928689	0.0000
LNREVMEN	1.133148	0.113375	9.994694	0.0000
LNTOTOFFAPP	0.121085	0.012182	9.939605	0.0000
LNTEGF	0.260145	0.026774	9.716405	0.0000
LNTXDIV	0.605703	0.041938	14.44268	0.0000
R-squared	0.954654	Mean dependent var		4.999045
Adjusted R-squared	0.945280	S.D. dependent var		0.180809
S.E. of regression	0.042295	Sum squared resid		1.652932
Durbin-Watson stat	1.185110	Long-run variance		0.001575

### Annexe 3 ♦ Causalité de Granger

---

**Pairwise Granger Causality Tests**

Date: 01/24/16 Time: 12:23

Sample: 2000 2013

Lags: 2

---

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
OLDDEPRATIO does not Granger Cause PAPPDEFL	1128	19.1819	6.E-09
PAPPDEFL does not Granger Cause OLDDEPRATIO		67.7039	2.E-28

---



---

**Pairwise Granger Causality Tests**

Date: 02/09/16 Time: 22:48

Sample: 2000 2013

Lags: 2

---

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
OLDDEPRATIO does not Granger Cause PMAIDEFL	1116	37.2541	2.E-16
PMAIDEFL does not Granger Cause OLDDEPRATIO		117.171	7.E-47

---

## Annexe 4 ♦ Indice de Moran

L'indice de Moran a été calculé sur le logiciel R en suivant les étapes ci-dessous :

- 1- Utilisation des coordonnées spatiales des chefs lieu de chaque département en faisant l'hypothèse que la majorité des données seraient dans ces villes (où proche).
- 2- Calcul de la distance géographique entre chaque point (matrice de poids) en prenant en compte que la terre est sphérique et non plate.
- 3- Utilisation de la formule de l'indice de Moran sur les prix des appartements et des maisons.

Les sorties économétriques associées à l'indice sont présentés ci-dessous :

<i>MORAN.I</i>	<i>Apartments</i>	<i>Individual housing</i>
<i>Observed</i>	-0.0001706477	-0.000302987
<i>Expected</i>	-0.0007604563	-0.0007686395
<i>Sd</i>	0.0004510245	0.0004544014
<i>P-value</i>	0.1909721	0.3054762

L'indice de Moran ne détectant pas d'autocorrélation spatiale ( $P \text{ value} > 5\%$ ), et le coefficient associé à OLDDEP étant stable quel que soit le groupe de départements retenu (à travers les différentes segmentations), nous n'avons pas introduit de modélisation plus poussée.



## *CHAPITRE 2*

---



# Chapitre 2 *What does the relationship between aging and housing prices tell about local decline and wealth reshaping?*

## **Abstract**

Using the link between demography and house prices from a life cycle economy perspective, this article methodically analyzes the spatial reshaping of housing wealth in France caused by the elder-boom breaking point. The modification in housing wealth circulation across generations is also a spatial modification that carries consequences for local territories. While the losses are amplified for some departments, others benefit from this reorganization. Metropolization is insurance against important wealth losses, whereas for the nonmetropolitan departments, a combination of second-order factors is required to avoid housing wealth decline. Our results suggest that these evolutions are mainly structural and that the cyclical variables are of secondary importance. There is no case of compensation for a structural decline by a positive cyclical trend. Gentrification also appears to be strongly related to this change, in which various inequalities are reinforced. As for the unemployment rate, this indicator poorly reflects the shift and can be misleading.

*Keywords: Aging, Life-cycle, Housing wealth reshaping, Principal Component Analysis, Territories, Metropolization.*

## Résumé

En utilisant le lien entre la démographie et les prix de l'immobilier du point de vue de l'économie du cycle de vie, cet article analyse la restructuration spatiale de la richesse immobilière en France causée par le point de rupture du boom des personnes âgées. La modification de la circulation de la richesse du logement entre générations est également une modification spatiale qui entraîne des conséquences pour les territoires locaux. Alors que les pertes sont amplifiées pour certains départements, d'autres bénéficient de cette réorganisation. La métropolisation est une assurance contre les pertes de richesse, alors que pour les départements non métropolisés, une combinaison de facteurs de second ordre est nécessaire pour éviter le déclin de la richesse immobilière. Nos résultats suggèrent que ces évolutions sont principalement structurelles et que les variables cycliques ont une importance secondaire. Il n'existe pas actuellement de compensation d'une baisse structurelle par une tendance cyclique positive. La gentrification semble également fortement liée à ce changement, dans lequel diverses inégalités sont renforcées. En ce qui concerne le taux de chômage, cet indicateur reflète mal le changement et peut être trompeur.

*Mots-clés : vieillissement, richesse immobilière, analyse en composantes principales, territoires, métropolisation.*

## 1. Introduction

Since the 1990s, France, like many developed countries, has been facing deep changes in its spatial structure. Globalization and Europeanization, changes of the planning logics, and the divide in dynamics between the metropolitan space and the peripheral are among the multiple facets of this evolution. It is also of particular importance to underline that this new geography of spaces does not just concern economic aspects; its link with the contemporaneous global aging trend and, more precisely, with the elder-boom breaking point is central. However, the relationships between the spatial, economic, and demographic changes are complex and difficult to disentangle. Which one causes the others? How should we understand these evolutions—from a cyclical perspective or as reflecting irreversible structural shifts? And if it is a mix of shifts and cycles, in what proportions?

This article deals with these issues at the junction between regional studies and life cycle economy. The relationship between demographic evolution and housing prices is used as a key indicator to identify and characterize various dynamics across French departments. From a life cycle perspective, aging is seen to globally decrease housing stock wealth. However, it is possible to identify departments that reverse this global trend, as well as others where housing wealth losses are amplified. In other words, an important spatial wealth reorganization is taking place due to the elder-boom.

The following factors are also considered to methodically analyze the determinants of this housing wealth reallocation: the role of Paris, the role of the metropolis, littoral proximity, border proximity, and their respective magnitudes. Then the spatial structure of this reshaping is compared to other macrostructures. Is it equivalent to the gentrification process or to the

geography of unemployment? Are the losses concentrated in sparsely populated departments?

Do difficulties in local housing affordability mirror the reshaping?

Section 2 is devoted to the literature review. Section 3 presents the data, the models, and the first results. The analysis for the whole set of departments and for various sub-groups is presented in section 4, and section 5 provides comparisons with others geographies. The last section offers concluding comments.

## **2. Literature review: Connecting regional decline to the elder-boom from the life cycle perspective applied to house prices**

As Franklin and Leeuwen (2016) underline, “Building understanding of the myriad aspects of decline requires researchers positioned to wrangle with social, geographic, demographic, and economic components—all at once.” This observation carries direct consequences for our threefold literature review. The first part discusses geographic literature and the notion of the decline of space. The second part is related to the demographic field and the third to the economic theory using a lifecycle approach.

### **2.1. Cyclical and structural declines of spaces**

Shrinkage studies are generally associated with two approaches: cyclic models composed of four stages (urbanization, de-urbanization, counter-urbanization, and re-urbanization; Fol and Cunningham-Sabot, 2010), and linear approaches based on three steps, in an “end-of-pipe” perspective (urbanization, stagnation/maturity, and decline).

Cyclical models are strongly related to economic cycles. They provide relevant insights with which to analyze suburbanization and deindustrialization dynamics, for instance.

Fishman (2008) indicates that suburbanization is the result of microeconomic and sociological factors. The microeconomic factors are due to residential strategies aimed at maximizing real estate investments. Le Goix (2016) also underlines the role of the welfare-based regime, in the case of American suburbanization, where public policies have been encouraging the planification of suburbs (Jackson, 1987; Downs, 1999). The sociological factors are due to the rise of individual mobility and residential strategies based on homogeneity (social, professional, confessional, etc.). In such a context, the decline of city centers and the growth

of suburbs are the consequences of neighborhood evolutions regarding the potential capital gains and the devalorization of residential assets.

Deindustrialization, on the other hand, is more linked with macroeconomic factors (Friedrichs, 1993). It can be explained by the shift from the industrial stage to the globalized stage, which substitutes Weberian localization logics with globalized logics of production chains. Declines in monofunctional spaces are the results of this change of paradigm, which has led to most of the studies on shrinking (Weaver, 1977; Rybczynski and Linneman 1999), or the so-called German *Schrumpfende Städte* (Häussermann and Siebel 1988). More generally, deindustrialization is related to the correlation between urban life cycles and economic cycles. For example, Booth (1987) and Hall (1985) showed how the obsolescence of productive systems, corresponding to outdated innovations, could explain urban decline in certain cases, referring to the “creative destruction” of Schumpeter (1939).

These approaches do not consider urban decline as absolute or definitive but as conjunctural. In the case of suburbanization, the paradigm of a continuous urban growth trend at the scale of urban regions is not questioned, nor is the appreciation of general house prices at the upper scales and from a long-term perspective. In the case of deindustrialization, the decline is cyclic and corresponds to a structural adjustment in relation with a post-Weberian transition of productive systems, or a critical transition between two cycles after a temporary misfire of one cycle. However, demographic changes (aging, elder boom, second demographic transition) are challenging these views. They force structural modifications in the local housing economy and the irreversible decline of spaces to be considered (Franklin & Leeuwen 2016, Sardon 2004, Van de Kaa 1987). From another perspective, Fol and Cunningham-Sabot (2010) also point out the structural and irreversible evolution of the systemic relationship between spaces due to

globalization. Thus, the contemporaneous decline or rise of spaces, especially of urban spaces, cannot be analyzed as simply the expression of cyclical trends.

## **2.2. Local territories, the metropolization process, and the elder-boom**

Aging is a global change of societies and territories (Lutz et. 2008). All OECD countries have been experiencing it at different scales (Fougère & Mérette 1999; Sardon 2004), from local rural territories (Burholt and Dobbs 2012) to urban metropolitan areas such as Tokyo (Abe 2015; Languillon 2016) and macro-regions such as Eastern Europe (Lintz et al. 2007; Hoff 2011). Even emerging and developing countries are concerned by the phenomenon, such as China (Peng 2011) and Russia (Gavrilova and Gavrilov 2009).

Two continuous elements may explain aging: longer life expectancies, which increase the number of people older than 65, and lower birth rates, which lead the young and working populations to shrink. Some scholars even speak about a hypothetical second demographic transition (Van de Kaa 1987) based on the continuous decrease of birth rates and the timid but structural increase of death rates in super-aging societies (Hino and Tsutsumi 2015; Christensen et al. 2015). The role of the so-called “baby boom,” which is now becoming an “elder boom”, is also a very important factor, maybe the most important one. It acts discontinuously and introduces a strong break.

The elder-boom is not a ubiquitous phenomenon and is not spatially homogeneous. It is due to local demographic differences in natality as well as mobility and various migrations at the local, national, and international scales. The Japanese case have been well-analyzed as a pioneer of aging changes. Rural exodus, especially of the young population, is the main cause

for super-aging of more than 50% of the national territory<sup>26</sup>. At the metropolitan scale, several factors occurred simultaneously: the bursting bubble and the decline of land prices (Noguchi 1994; Scoccimarro 2007), public policies and economic incentives for the qualitative regeneration of city centers (Languillon 2015), and new high-rise residential tower developments (Koizumi et al. 2011). These factors explain the arrival of young working and gentrifying populations, especially couples with children, from urban fringes to city centers (Scoccimarro 2007). This movement is correlated with the rise of vacant houses in peripheries, including in the Tokyo metropolitan area (Kubo et al. 2013).

As Tokyo testifies, the elder-boom and metropolises interact; the migrations of young people due to the reinforced attraction of these cities for education and jobs tend to accelerate the aging process in rural territories. The metropolises tend to become younger than the rural peripheries or other regions, except in their urban fringes. However, heterogeneous effects are observable even within the metropolitan areas, such as the planned, gated communities. In opposition to the spontaneous dereliction of residential economy in the urban fringes, those aging enclaves tend to protect the value of real estate assets and the dynamism of the local economy, including services, leisure, and commercial activities (Townshend (2002), Le Goix (2005), Ansel and Liebigs 2002).

If spaces and people were homogenous, the aging effect would be simple and negative. But for various reasons, many existing situations reverse this trend locally. The concern, then, is to find a way to deal simultaneously with the structural changes of aging and globalization, the local contrarian dynamics, and the optimization of the urban process. We chose to use real

---

<sup>26</sup> Japanese call *kasô* municipalities that have lost more than 10% of their population between two decennial censuses; Pelletier 2008

estate prices as a key indicator, based on the life-cycle theory, to get a synthetic view on this ongoing reshaping.

### **2.3. Life-cycle economy and house prices**

The life-cycle theory indeed posits an interesting relation between population aging and asset prices (Ando and Modigliani 1963, Diamond 1965). The basic idea consists of assuming that people invest in multiple assets during their working age and later convert them into retirement income. They are first buyers and then sellers. If the ratio between the working population and retired people stays constant across years, the supply and demand for assets will remain unchanged, and their prices should not be affected. However, important prices variations are expected if the structure of the population shifts. In particular, an aging trend should generate important capital and property market outflows, which should lead to declining asset and housing prices, also called a “meltdown”. The central point for us lies in the fact that housing price meltdowns are spatially observable and mirror a wealth circulation (Davezies 2008).

Many authors have found evidence of meltdowns in bond and stocks markets (Abel 2003; Jamal and Quayes 2004; Campbell et al. 2007), with varying magnitudes across countries (Ang and Maddaloni 2005; Poterba 2001, 2004). Yet, this phenomenon can sometimes be difficult to detect (Marekwica et al. 2011) because individuals are not the only market participants. For housing markets, the situation presents two favorable particularities: contrary to the capital markets, households are the main participants, and if a property is an investment, it is also a consumption good. This strongly household-oriented market is thus a good case study with which to analyze the occurrence of meltdowns due to an aging population.

Two periods can be distinguished in the real estate literature: before 1995 and after 2005. Regarding the first period, the reference article of Mankiw and Weil (1989) studied the impact of important demographic shifts (namely the baby boom and baby burst) on the real estate market in the United States. They concluded that a stronger demand from a larger working population makes real property prices surge and that prices decline when this cohort retires. Their findings were challenged by Hendershott (1991) and Holland (1991) (methodology used, model specification, etc.). However, by integrating these critics, Di Pasquale and Wheaton (1994) and Lee et al. (2001) still found evidence of the relationship between demographics and housing demand. A second critique was made: some authors pointed to the fact that Mankiw and Weil's findings could be specific to the United States. Engelhardt and Poterba (1991), following the same approach with Canadian data, did not find any significant relationship. Whereas, for Japan, Ohtake and Shintani (1996) noted that the demography's influence was limited in time and affected the housing stock more than it did to the prices.

Thereafter, between 1995 and 2005, the publications on that topic became less frequent. Here, it is of special importance to note that these ten years are very specific for the issue. They correspond to the moment when all the baby boomers belonged to the working population and were thus potential housing buyers. This is also the exact period when house prices increased strongly in numerous OECD countries. This interval ends with the years 2005–2006, which represent a structural break; the number of retired people began to drastically increase at this point, heralding the elder-boom period.

In the literature, these two major elements allowed the previous results to be revised in a much more positive sense. After 2005, papers that criticized the relationship between aging and house prices became scarcer. The empirical studies also became clearly positive for numerous

countries: Fortin and Leclerc (2002) for Canada, Neuteboom and Brounen (2007) for the Netherlands, Shimizu and Watanabe (2010) and Hirayama (2010) for Japan. For Japan, Nakamura and Saita (2007), contrary to Ohtake and Shintani (1996), also found that the influence exerted by demographic changes on real estate prices was greater in the long run than in the short run. At the same time, Nishimura (2011) and Takàts (2012) redeveloped a theoretical model. The research of Takàts (2012) deserves special attention because it validates the empirical relationship from a panel data approach for 22 countries during the period 1970 – 2009.

### 3. Data, models and methodology

Based on a panel approach completed by a principal component analysis, this section proposes and implements a method to analyze the regional evolutions related to this issue. The line of constant price, which splits the departments, is an important concept.

#### 3.1. The demography – price relation

In the case of France, Essafi and Simon (2017) studied the relationship between housing prices and demographic factors at the national scale. In their article, they emphasize the housing policy consequences and, in particular, the generational rivalry that may occur from housing ownership. We use a similar panel data approach; however, our work is different because we focus on regional dynamics.

94 departments (NUTS3) from 2000 to 2013 are considered. The dependent variable is the evolution of housing prices, which was measured by hedonic indexes (PMAI for houses, PAPP for apartments). The explanatory variables of interest are related to the demographic aspects: TPOP for the total population and OLDDEP for the old dependency ratio, defined as the number of people older than 60 divided by the number of persons between 20 and 60. We add two control variables referring to the economic and financial aspects: the household income (REV) and the interest rate for fixed-rate mortgages (TEG). We also control for the newly built houses (OFF) and the divorce rate (DIV), which could respectively affect the supply and the demand. The retained specification, inspired by Takàts's (2012) model, is :

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{PAPP}_{it} \text{ (or } \Delta \ln \text{PMAI}_{it}) &= \alpha_i + \beta_1 \Delta \ln \text{REV}_{it} + \beta_2 \Delta \ln \text{TPOP}_{it} + \beta_3 \Delta \ln \text{OLDDEP}_{it} \\ &+ \beta_4 \Delta \ln \text{OFF}(\text{APP or MAI})_{it} + \beta_5 \Delta \ln \text{TEG}_t + \beta_6 \Delta \ln \text{DIV}_t + \varepsilon_{it} \quad (\text{Eq. 1}) \end{aligned}$$

The subscript  $i$  is for individuals and  $t$  for years. All the variables are at the departmental level except for the interest-rate (TEG) and the divorce rate (DIV), which are available at the national scale. The model is written in first difference of logarithm for stationarity reasons. According to the HT and IPS tests, the variables in level present unit roots but are stationary in log-difference (Appendix A, Table A1). In the panel, the individual effects are significant for apartments and houses, according to the Fisher test, and the specification for fixed effects is more relevant, according to the Hausman test (Appendix A, Tables A2a and A2b).

Regarding a potential co-integration relationship, the Pedroni tests have been implemented. They tend to reject this hypothesis. Even so, we ran FMOLS regression (fully modified ordinary least squares) that fits cointegrated data (Appendix A, Table A3). The results are very close to our initial estimation, which might be considered as an insurance of absence of cointegration. Moreover, it has also to be noticed that our panel is short with 13 annual observations, which makes the identification of a co-integration relationship difficult. On that basis, we decided to keep the initial estimation.

At an intra-departmental or a metropolitan scale, the literature documents a potential reverse causality (Saks 2008, Glaser et al. 2005): an important price variation could produce a negative migration, with the household looking for better affordability conditions. Consequently, it could affect the variables TPOP and OLDDEP not only in a given city or its neighboring cities, but in distant cities as well, resulting in biased estimations. However, our regional scale of analysis strongly reduces this risk of bias. Indeed, when this kind of movement occurs, one can reasonably think that someone who leaves the city for housing issues (i.e. rise of prices), will stay within a metropole and therefore within the same department. The only possible exception would be the Parisian metropole, as it covers several departments.

As for inter-departmental movements, they are generally limited in France (the average absolute annual migration rate is 0,35%, the rate varying between a minimum of -1% and a maximum of 1,30%). The correlation between the migration rate<sup>27</sup> and price variation at the departmental level from 2010 to 2015 is -0,12 but is non-significant ( $p$ -value = 0,232). When we remove the Parisian region, the correlation becomes positive at a level of 0,24 ( $p$ -value = 0,026). We also calculated the Moran index for the prices to identify a potential spatial autocorrelation; this hypothesis was rejected (Cf. Table A4). All these elements indicate that no significant reverse causality exists at this scale.

The estimations are presented in Table 1. They corroborate the importance of the demographic variables for housing price dynamics, as suggested by the literature. The relationship is strong and robust in the case of France. The main variables are the total population; TPOP; and the aging ratio, OLDDEP; the former has a positive impact on prices, and the latter has a negative impact. Income and divorce rate are of secondary importance, whereas the interest rate and the intensity of construction are almost nonsignificant. For ease of interpretation, the model used in the rest of this article is slightly modified from its classical specification (1), substituting  $\Delta \ln \text{OLDDEP}$  in the equation for  $\Delta \text{OLDDEP}$ . The series stays stationary, and this modification does not change the coefficients obtained for the other variables or their significance, as indicated in table 1.

---

<sup>27</sup> The migration rate is the ratio of number of people entering minus the number of people leaving to the total population

**Table 1.** Panel Regression Models for Apartments and Houses

	Apartments		Houses	
	Model with D(LN(OLDDEP))	Model with D(OLDDEP)	Model with D(LN(OLDDEP))	Model with D(OLDDEP)
REV	0.61***	0.55***	0.73***	0.69***
TOTPOP	5.11***	4.79***	4.55***	4.34***
OLDDEP	-1.77***	-3.75***	-1.93***	-3.97***
DIV	0.29***	0.28***	0.27***	0.27***
OFF	0.02***	0.02***	0.13***	0.12***
TEG	0.01 (n.s.)	0.02 (n.s.)	0.12 (n.s.)	0.10 (n.s.)
Adjusted R <sup>2</sup>	44%	45%	62%	62%

Note: Panel models for apartments and houses prices. 2000 to 2013. Annual frequency.

\*  $p < .10$

\*\*  $p < .05$

\*\*\*  $p < .01$

### 3.2. The line of constant price

In order to focus on the relationship between price and demography, we assume that the variations of the four others variables (OFF, REV, TEG and DIV) are null. The estimated coefficients for these variables are small or even nonsignificant, added to this there is no substantial increase in the prediction quality of the regression when these four variables are added. Thus, the model is refocused on the demographic approach, we obtain the following relation:

$$\Delta \ln PAPP_{it} \text{ (or } \Delta \ln PMAI_{it}) = \alpha + \beta_2 \Delta \ln TPOP_{it} + \beta_3 \Delta \text{OLDDEP}_{it} \quad (Eq. 2)$$

$\Delta \ln TPOP$  corresponds to the annual percentage of variation of the total population, while  $\Delta \text{OLDDEP}$  corresponds to the annual absolute increase of the aging ratio. In the plane  $(\Delta \ln TPOP, \Delta \text{OLDDEP})$ , we can thus determine a line where the positive effect of TPOP on

price is exactly compensated by the negative effect of OLDDEP on price<sup>28</sup>. On the right side of the line, the positive effect of total population is stronger than the negative effect of the aging ratio; consequently, prices increase. On the left side of the line, the aging effect is stronger than the total population effect, so prices decrease.

This line of constant price and the vertical axis actually define three areas in the plane (figure 1A). The first one, noted  $Z_1$ , is the portion to the left of the line and to the left of the vertical axis: the population decreases, aging is strong, and prices decline. The second one, noted  $Z_2$ , corresponds to the portion on the left of the line but on the right of the axis. Here, the population increases but not enough to compensate for the aging; housing prices slightly decline. The third one,  $Z_3$ , is on the right side of the line and on the right side of the axis. The population effect exceeds the aging effect, so prices rise. It is also interesting to indicate that the further from the line a department is, the larger the variation in prices is.

### 3.3. The elder-boom breaking point

The fundamental relation (2) brings a major regime shift to the fore. The scatterplots of figure 1 represent the annual demographic evolution of the 94 departments for various sub-periods. For the period 2000 to 2006, the OLDDEP ratio is approximately constant, and its variations are globally close to zero (figure 1A). Regarding the total population, the dispersion is wider; a few departments lost population, while others quickly increased at an annual rate greater than 1%.

---

<sup>28</sup> As the lines of constant prices for houses and apartments are very close, we choose to work with a single line, the bisector of the two lines.

The year 2006 for France was a breaking point. The baby boom in France began in 1945 and lasted almost up to 1970. As the OLDDEP ratio measures the number of people older than 60 divided by the number of people aged between 20 and 60, its evolution has changed since the year 2006 because of the baby-boom cohorts reaching the age of 60. Figure 1B is associated with the period 2007 to 2013. As we can see, the scatterplot shifts upward and to the left: aging becomes strong, and the population increases less. During the period 2000–2006, almost all of the departments were to the right of the line of constant prices, meaning that the dynamics of housing prices were bullish everywhere. But after 2006, the line splits the departments between those with bullish trends and others with bearish trends.

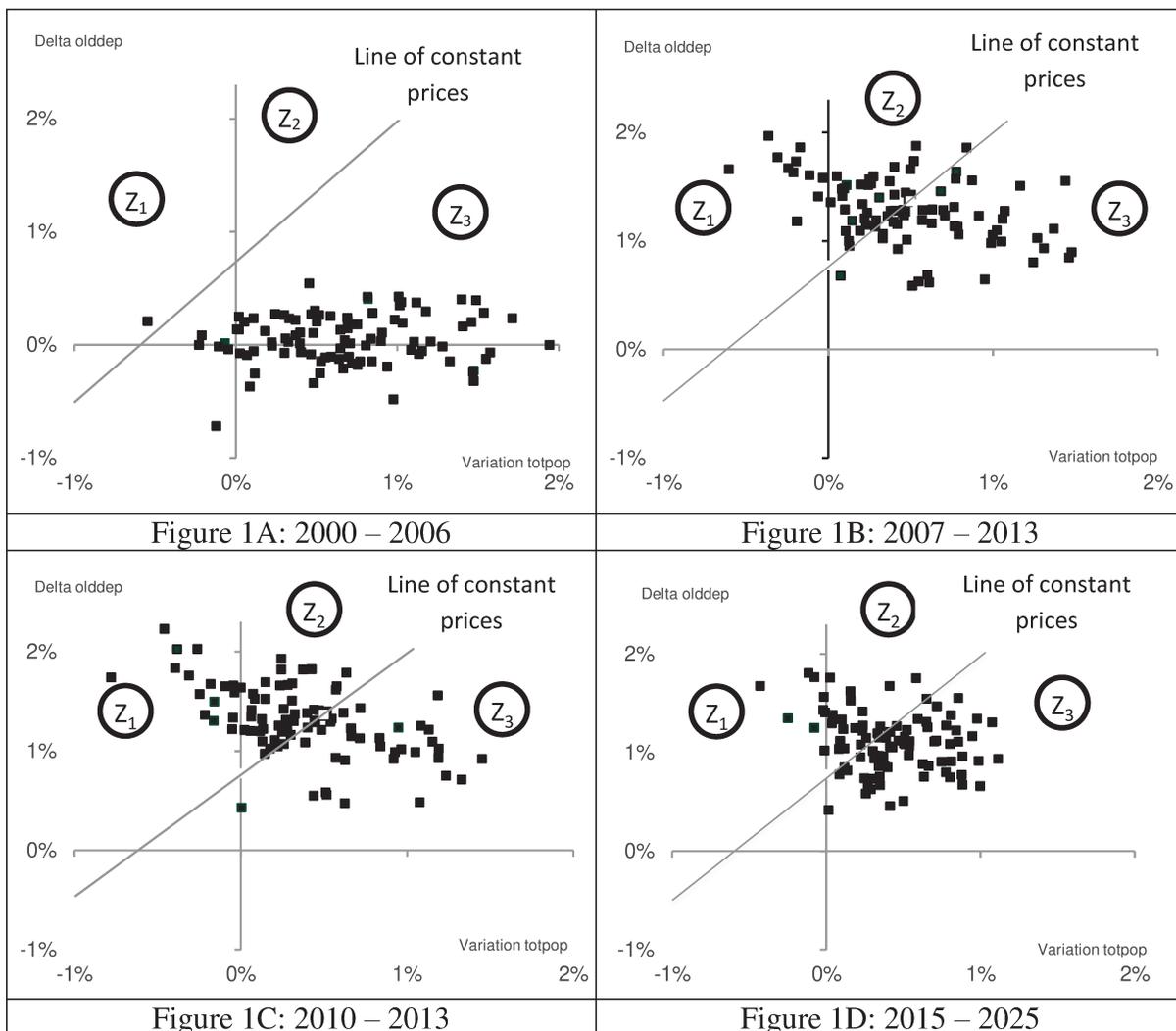
In the following analysis, we retained the period 2010–2013 to mirror the contemporaneous tendencies of this new real estate environment characterized by aging. Another option would have consisted of using forecast scenarios for the demographic data. Figure 1D presents the scatterplots for the period 2015 to 2025 (projections) when using these scenarios<sup>29</sup>. As we can see, the dispersion is smaller. The main problem with this choice is that the forecasts depend on hypothetical assumptions that may or may not be reliable. For instance, it is difficult to clearly anticipate what the results of the metropolization policies in France will be in the next ten years or what their effects will be on mobility. On that basis, the period 2010–2013 is preferred.

---

<sup>29</sup> Median scenario established by the National Statistical Institution “INSEE”.

**Figure 1.** Population Data Several Sub-Periods

**Figure 1. Population data for several sub-periods.** Variations are calculated on an annual basis.  $Z_1$  is the portion on the left of the line and on the left of the horizontal axis.  $Z_2$  corresponds to the portion on the left of the line but on the right of the horizontal axis.  $Z_3$  is on the right side of the line and on the right side of the horizontal axis.



### 3.4. Qualifying departments profiles: DREG and UNP, two orthogonal dimensions

In the above panel model, the long-term structural demographic variables appear to be the main drivers, whereas the economic variables are of secondary importance. Principal component analyses were implemented to better qualify the role and importance of the various variables<sup>30</sup>. This technique is also a means of characterizing the departments as a whole and in subgroups of interest. Eighteen variables reflecting the demographics, socioeconomics, and housing market features were used (cf. table 2).

**Table 2.** Variables and Databases

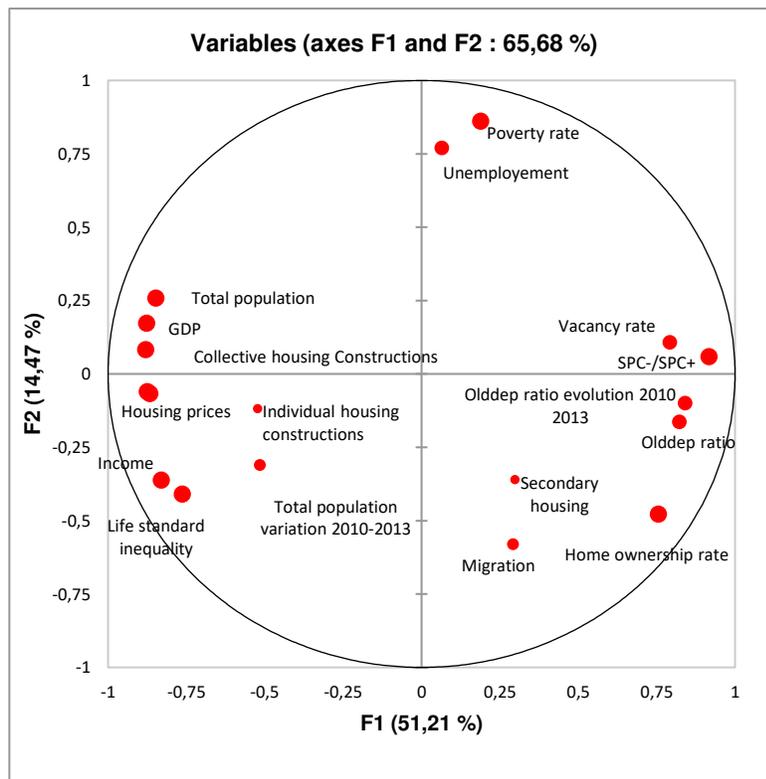
<b>Variables</b>	<b>Source</b>
Collective housing and individual housing prices and evolution	Notarial databases, INSEE <sup>31</sup>
Collective and individual new housing constructions (OFFAPP / OFFMAI)	Sit@del
Total GDP (2014)	Oxford Economic
Household annual income (REV)	<i>Direction générale des finances publiques</i>
Percentage of secondary residences (2014)	INSEE
Percentage of vacant residences (2014)	
Rate of ownerships (2014)	
Poverty rate (2014)	
Ratio of total income received by the 20% of the richest individuals, to the 20% of the poorest individuals (2011)	
Unemployment rate (2014)	
Ratio of the low socio-professional categories to the high socio-professional categories (2014)	
Total population (TPOP)	
Aging ratio (OLDDEP)	
Migratory balance (2012)	

<sup>30</sup> This technique consists of restructuring data to identify patterns in a set of variables (Child 2006). Some uses can include data transformation, hypothesis testing, and mapping (Rummel 1970). This technique can reduce the number of variables; this is known as dimensionality reduction (Bartholomew, Knott, and Moustaki 2011). The new factors are linear combinations of the initial variables. They permit an easier understanding of the data and also facilitate interpretations (Rummel 1970). By placing variables into meaningful categories, principal component analysis converts measures into the underlying concepts that were not initially observable. This can be realized either within an exploratory framework or a confirmatory approach.

<sup>31</sup> « Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques » which is the French national institute for statistical and economic studies.

The goal is to observe how the variables could be factorized. For that purpose, we first ran the principal component analysis over the whole sample, and looked at the correlation circle (figure 2). The chart shows the relationship between initial variables as well as their projection in the factors space, so that it helps to interpret the meaning of the axes (i.e. the obtained principal components dimensions). We can notice in our case that the horizontal axis, representing 51% of the initial information, is linked, to varying extent (represented by the size of the red markers), with demographic variables (total population, old dependency ratio, etc.), housing market features (housing prices, vacancy rate, etc.) and gentrification variables (ratio of lower socio-professional categories to higher socio-professional categories, income, etc.), while the vertical axis, representing 15% of the initial information, is linked with economic variables (unemployment rate, poverty rate, etc.).

**Figure 2.** Correlation circle of 18 variables describing the full set of departments



Then we ran the principal component analysis over various departments' sub-samples<sup>32</sup>. The table 3 below summarizes the results of each principal component analysis. Generally, whatever the sub sample is, two dimensions emerged: the first dimension was “demographic, real estate, gentrified” (DREG), which was positively characterized by the demographic variables (important and increasing population, younger, limited aging) and housing market features (high real estate prices, low vacancy and ownership rates, high level of construction). It was completed by socioeconomic variables associated with gentrification (high GDP and incomes, high percentage of executives, unequal living standards). The second one, UNPREM, was more centered on economic factors (high unemployment and poverty rate, low incomes, equal life standard) with negative or null net migration; its reduced form was termed UNP (high unemployment and high poverty rates). In one situation, the UNP/UNPREM was replaced by another group of variables, termed MMASR (small or medium departments in terms of population size and GDP, positive net migration, low unemployment, and high secondary residence rate).

---

<sup>32</sup> Given the very long output of the principal component analysis, detailed outputs for each sub-sample are available upon request.

<b>Component</b>	<b>Description (when the department is located on the axis)</b>	<b>Description (when the department is located on the opposite side of the axis)</b>
<b>DREG:</b> Demographic, Real Estate, Gentrified	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Important and young population, not affected by aging, with increasing population</li> <li>- High real estate prices, low vacancy rate, low ownership rate, high level of construction</li> <li>- Rich departments in terms of GDP and household income</li> <li>- High percentage of executives</li> <li>- Unequal life standard</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Important level of aging, small population size</li> <li>- Low real estate prices, high vacancy rate, high homeownership rate, low level of construction</li> <li>- Low territorial GDP and household income</li> <li>- Low percentage of executives</li> <li>- Equal life standard</li> </ul>
<b>UNPREM (UNP)</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- High unemployment and poverty rate (= UNP)</li> <li>- Low average income</li> <li>- Equal life standard</li> <li>- Negative or null net migration</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Low unemployment and low poverty rate</li> <li>- Positive net migration</li> </ul>

To conclude this part, it is important to note that the DREG dimension is centrally associated with the previously discussed structural spatial changes. According to the summarized results of all the principal analyses components ran (table 2), it is always the first component whatever the segmentation and explains between 37% and 56% of the variance. The UNPREM dimension corresponds to the cyclical and economic aspects. It captures between 15% and 32% of the variance. This limited variance is coherent with the small role of the economic variables in the panel model. These results suggest that the spatial changes were mainly structural. Moreover, it is important to point out that the poverty and unemployment dynamics were always orthogonal to the real estate and demographic dynamics, whereas the gentrification process was correlated with the price-demography dynamic.

Table 3. Principal Component Analyses for different departments sub-samples

Axis	Axis characterization	Explained variance (%)	Positive example	Negative example
<b>Full set of departments</b>				
F1	- <b>DREG</b>	51%	Ain, Alpes-Maritimes, Bas-Rhin, Bouches-du-Rhône, Gironde, Haute-Garonne, Haute-Savoie, Hérault, Ille-et-Vilaine, Isère, Loire-Atlantique, Nord, Rhône, Var	Allier, Ariège, Aveyron, Cantal, Creuse, Haute-Marne, Indre, Lot, Lozère, Meuse, Nièvre, Orne
F2	- <b>UNP</b>	15%	Bouches-du-Rhône, Nord, Pas-de-Calais	Haute-Savoie, Savoie, Vendée
F3	- High percentage of secondary residences	11%	Aude, Hérault, Pyrénées-Orientales, Var	Côte-d'Or, Haut-Rhin
<b>Extended Parisian region</b>				
F1	- <b>DREG</b> • reduced role of increasing population - Negative net migration	56%	Hauts-de-Seine, Paris, Val-de-Marne	Aisne, Aube, Yonne
F2	- <b>UNP</b>	17%	Seine-Saint-Denis	Yvelines
<b>Departments of the regional capitals (Paris excluded)</b>				
F1	- <b>DREG</b> • reduced role of increasing population and vacancy rate • no role of income and unequal life standard	40%	Haute-Garonne, Rhône	Côte d'Or, Loiret
F2	- <b>UNPREM</b> - Constant or decreasing population	32%	Bouches-du-Rhône, Nord, Seine-Maritime	Haute-Garonne, Loire-Atlantique
<b>Littoral departments</b>				
F1	- <b>DREG</b> • reduced role of real estate prices, unequal life standard • no role of increasing population, vacancy rate	37%	Bouches-du-Rhône, Gironde, Loire-Atlantique, Nord	Aude, Côtes-d'Armor, Manche
F2	- <b>UNPREM</b>	22%	Aude, Nord, Pas-de-Calais	Loire-Atlantique, Vendée
F3	- High percentage of secondary residences - High house prices	17%	Alpes-Maritimes, Pyrénées-Orientales, Var	Eure
<b>Border departments</b>				
F1	- <b>DREG</b>	47%	Alpes-Maritimes, Haute-Garonne, Haute-Savoie	Ardennes, Ariège, Meuse
F2	- <b>MMASR</b>	21%	Hautes-Alpes, Haute-Savoie, Savoie	Nord
F3	- High percentage of secondary residences	11%	Alpes-Maritimes, Pyrénées-Orientales	Ain

Note: A positive (negative) example is a department close to the axis and in the same (opposite) direction.

#### 4. Spatial trends of the housing wealth circulation caused by the aging shock in France

What can the spatialization of the life cycle theory applied to real estate prices tell us about regional decline? This section presents the new information we can gain from this perspective in the case of France.

##### 4.1. Economic localization of the aging process: Standard, contrarian, or amplified?

The scatterplot and map 5-a<sup>33</sup> represent the evolution of the real estate prices for 94 French departments. The portion of the plan  $Z_1$  corresponds to an important loss of housing wealth, for  $Z_2$  the loss is moderate, whereas for  $Z_3$  wealth increase. As the global trend is negative, the existence of the contrarian departments  $Z_3$  means that their wealth loss is endured by the  $Z_1$ -departments, which concentrate the negative effects of aging.

The  $Z_1$ -departments are mainly rural ones that have never really experienced high positive trends in the long-run during the last two centuries. They are located in the center of France and in some parts of the east. Enclaving, in particular railway enclaving, their distance from metropolises, and industrial crises are the common admitted explanatory factors. However, a key point is that aging pursues and amplifies this trend, in absolute but also relative terms, i.e. more harshly than it does for the other departments. The medium group (the  $Z_2$ -departments) is formed by departments that are closer to the metropolises or even sometimes hosting a regional capital, departments on the Channel Coast or those not too far from a coast, and departments on the northeastern border. They endure wealth decreases but in a limited manner. The third set (the  $Z_3$ -departments) includes the departments of the Parisian region, the ones hosting metropolises, the Atlantic and Mediterranean littorals, and almost

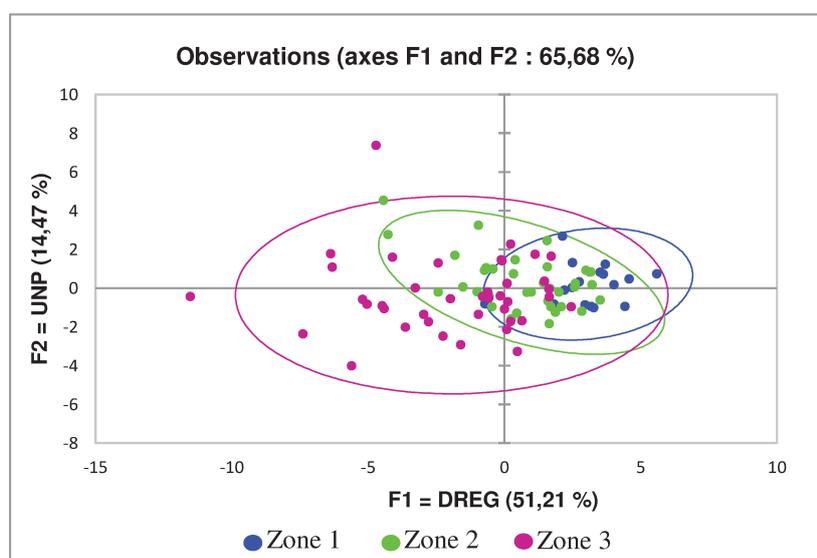
---

<sup>33</sup> The corresponding figure 5 is at the end of the fifth section.

all of the southeastern departments. Here, the global dynamic is reversed; prices increase and housing wealth becomes concentrated in these contrarian departments.

The PCA results for the full set of departments clearly corroborate these elements. According to the correlation circle presented in figure 2 above, the structural DREG factor is the first one and captures half of the variance. Now, looking at a second output of the PCA for the full set of departments represented in figure 3. It allows the positioning of all the studied entities according to a two-dimensional space. Through the coloring of the departments according to their belonging to the three identified zones explained above, we underscore the assumption that the link between demography and housing prices acts as a strong differentiating factor between territories. Even though one is based on 18 different variables and the other is based on only two variables, the comparison of the obtained segmentation from the PCA to the initial zoning show that it overlaps significantly. All the negative examples belong to  $Z_1$  (departments on the right side of the DREG axis), and almost all of the positive examples (or similarly positive dynamics, located on the left side of the DREG axis) belong to  $Z_3$  and correspond to metropolitan, littoral, or border departments

**Figure 3.** The full set of departments according to the two PCA's dimensions (F1 and F2)

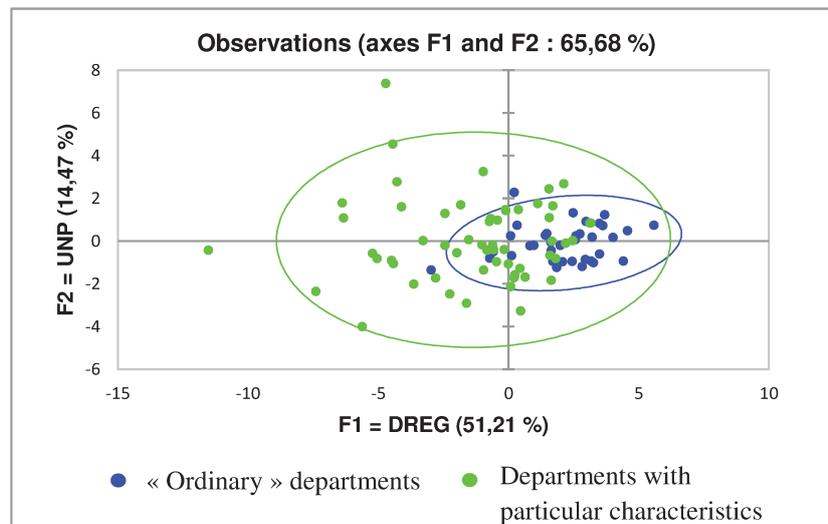


In the following sections, we refine the PCA for the latter subgroups<sup>34</sup>. The intuition for deepening the analysis came after the results of the PCA on the full set of departments, with differentiating departments having at least one particular characteristic from the “ordinary” departments. Special characteristics are the fact of being a border department, or a littoral department, or hosting a regional capital, or belonging to the extended French capital area. Results are showed in figure 4 below. Two clusters emerge quiet clearly, even though there is a certain overlap between the two. The positioning of the departments without any special characteristics is more in the right side of the horizontal axis, these departments are more regrouped, on the negative side of the DREG axis characterized by an important aging, a small population size, low housing prices, high vacancy rates, etc. In the meanwhile, departments enjoying at least one special characteristic are more diffuse and tend to be more in the left side of the DREG component, meaning that they are experiencing a positive overall demographic and real estate dynamics. Also, the fact of being more dispersed around the axes means that even if they are still governed by the same strong structuring components that apply to all departments, they are potentially more sensitive or correlated to some specific structuring variables within the DREG and the UNP components.

---

<sup>34</sup> Results are summarized in the next sections and detailed outputs for each sub-sample are available upon request.

**Figure 4.** The full set of departments according to the two PCA's dimensions and the department's nature



#### 4.2. Extended Parisian region

The extended Parisian region is made of three concentric groups of departments, in a center-periphery logic with a decreasing gradient. In the first group, we find Paris and its ring of small and very urbanized surrounding departments. They approximately constitute the zoning of the “*Grand Paris*” metropolis development project. The second ring is made of urban departments that are directly connected to the center with a dense public transport network. Their size is more important, and some of the furthest areas can be considered rural. The administrative region, Île-de-France, includes the first two groups but not the third one. We included it in the analysis to test the direct extension of the Parisian influence. This last ring is made of departments that belong to other regions. An important portion of these spaces can be qualified as rural, but significant transport connections with Paris and urban zones also exist; moreover, one of these departments hosts a regional capital. As we can see in figure and map 5-b, the magnitude of aging clearly differentiates the three groups. At the national scale, the departments of the first group are even among those less concerned by aging.

As expected, the administrative region increases or maintains its housing wealth homogeneously in the first group and heterogeneously in the second. This is also true for the west of the third group. Traditionally, the wealth inside Paris and the region is west-skewed. Here, also, aging tends to reinforce the existing pattern by increasing the integration of the western part. In opposition, although their distance to Paris is less than 100 km, the eastern departments did not succeed in reversing the meltdown, with no department belonging to  $Z_3$  and one department even belonging to  $Z_1$  (the others belonging to  $Z_2$ ). It also must be noticed that the DREG in the Parisian region gives less importance to the population increasing and is completed by negative net migration. This is coherent, as some people try to leave Paris when they retire or during the second half of their career. The role of the cyclical factor UNP is smaller (17% of explained variance). Classically, it opposes a suburb in the north with a high poverty rate (Seine-Saint-Denis) with a very middle- and upper-class department in the west (Yvelines).

#### **4.3. Departments with regional capitals**

In the previous case, the scope was regional, with a DREG factor far ahead the UNP. We now consider metropolitan areas with the departments hosting regional capitals (figure and map 5-c). This set is formed by eleven units, excluding Paris. The line of constant price separates the observations into two groups; the first group is positioned in  $Z_2$  or very close to the line, while the second group clearly belongs to  $Z_3$ . There is no regional capital in  $Z_1$ . The metropolis status acts as bulwark against important housing wealth losses caused by aging and even helps to reverse it locally. The second group mainly corresponds to the technopoles arc<sup>35</sup>.

---

<sup>35</sup> Rennes, Nantes, Bordeaux, Toulouse and Lyon

Even within the metropolises group, DREG is the first structuring factor and explains 40% of the variance. Aging cannot be reduced to a simplistic opposition between rural and urban areas; it produces effects on all types of territories, including the most urbanized, and is always the strongest factor. This point is crucial. However, some specificities appear for metropolises. The economic factor UNPREM is important (32%), and some variables are transferred from the first to the second factor (increasing population, income, and unequal living standards). The two factors can be considered as having almost equal structuring power for the metropolises.

It is also interesting to remark that the  $Z_2$  group is heterogeneous. It is composed of departments with a poor DREG dynamic<sup>36</sup> but also of departments with a bad UNPREM dynamic that are almost on the line of constant price<sup>37</sup>. These latter departments have been hit by industrial crises (in the steel, mining, textile, and chemical industries) and experienced failures of industrialisation policies in the 1970s and 1980s. The  $Z_3$  group is made up of attractive metropolises with smaller social issues and increasing population. For the French regional capitals, good DREG and UNPREM trends can add up, but no case shows compensation (such as a bad UNPREM dynamic compensated by a good DREG dynamic or the opposite). Identifying regional capitals in other countries where such compensation occurs could be a relevant research topic.

#### **4.4.Littoral departments**

Figure and map 5-d represent the littoral department set. Compared with the metropolises group, aging is higher on average for the littoral departments without being in the  $Z_1$  area. If these departments limit the housing wealth losses due to the aging process, however, they

---

<sup>36</sup> Côte-d'Or, Loiret, Bas-Rhin.

<sup>37</sup> Bouches-du-Rhône, Nord, Seine-Maritime.

must gather a combination of factors to become contrarian, including proximity to a technopole or a metropolis, better weather conditions to maximize the Sun Belt effect (Channel littoral compared to the Atlantic and Mediterranean littorals), and an absence of past industrial crises. It is also interesting to note the split of the Mediterranean littoral; while the rich and old departments of the east only maintain their housing wealth, the younger departments of the west increase it significantly (working-class populations and mass tourism characterize the western part, and there is also a notable difference in terms of planning as well: unplanned for the east, planned for the west).

The DREG factor presents some particularities. The role of real estate prices is slightly reduced and partially transferred to the third factor. Moreover, the population increase no longer participates in DREG. This latter variable acts in a specific manner for the littoral departments. Its dynamic differs because of the inflow of newly retired people and the higher mortality rate due to significant local aging. As long as the flow continues, the population is steadily replenished, allowing these departments to maintain their housing wealth and population. The best example of this situation is the city of Nice on the French Riviera, whose population has stayed constant and is already quite old, at an average of 43 years old (lowest point on the graphic).

The second factor, UNPREM, classically opposes the departments with economic difficulties in the North or on the west Mediterranean littoral with the good economic situations observable on the upper part of the Atlantic littoral. The third factor regroups high real estate prices and a high percentage of secondary residences. While prices always participate to DREG, they also exhibit a link with another dimension here. Littoral departments are the only case for which a price effect is detected without being associated with the DREG. However, overestimation has to be contained, with the explained variance being only 17%.

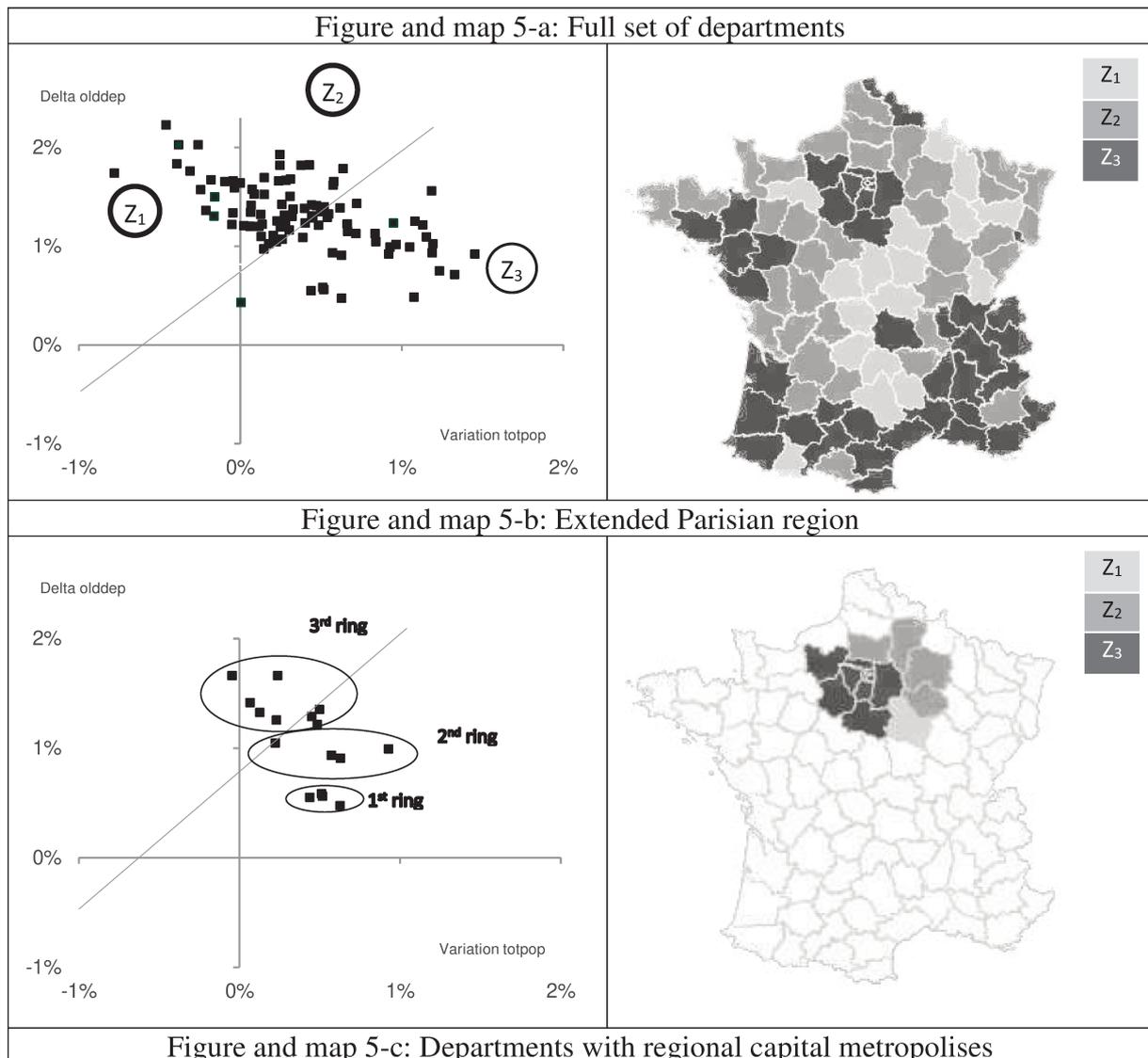
#### 4.5. Border departments

The border departments constitute the last group (figure and map 5-e). Several elements are positioned in the  $Z_3$  area. They correspond to littoral or metropolitan departments, but there is also a specific sub-group bordering the Italian and Swiss frontiers near Geneva. This positive effect does not exist for the German frontier, at least at the departmental scale. It is also possible to find elements in  $Z_1$ ; a border is not by itself insurance against housing wealth losses.

While the first factor is once more the DREG (47%), things are different for the second one. It still corresponds to a cluster of economic variables, but here the combination changes. The MMASR points to the small or medium departments in terms of population and GDP, with a positive net migration, a low unemployment rate, and a high percentage of secondary residences. Its positive examples belong to the sub-group close to Geneva mentioned above and have to be interpreted in terms of the economic activity generated by the border. However, the range of the border effect is generally small—less than 30 km—and is therefore not enough to affect a whole department. The MMASR economic model is in fact completed by the touristic activity and the winter sports, as suggested by the presence of secondary residences. The third factor also corresponds to the secondary residences but this time on the Mediterranean littoral.

**Figure 5.** Geography of Demographic-Price Relation, 2010-2013

**Figure 5. Geography of demographic–price relationship.** The variations are calculated on an annual basis between 2010 and 2013. The colors in maps represent  $Z_1$  (dark),  $Z_2$  (medium), and  $Z_3$  (light). White is for out-of-sample units.



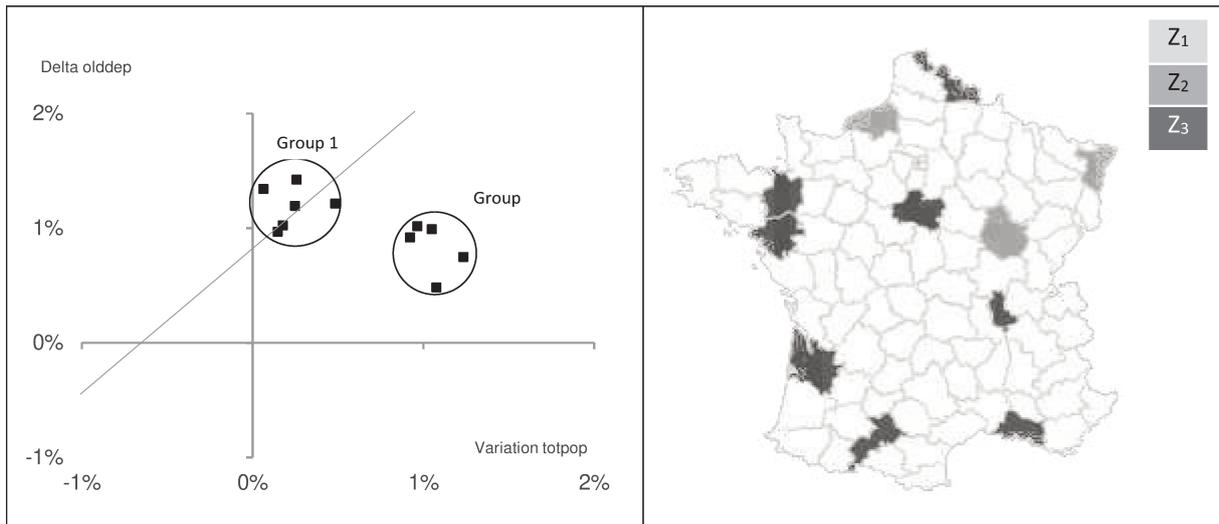


Figure and map 5-d: Littoral departments

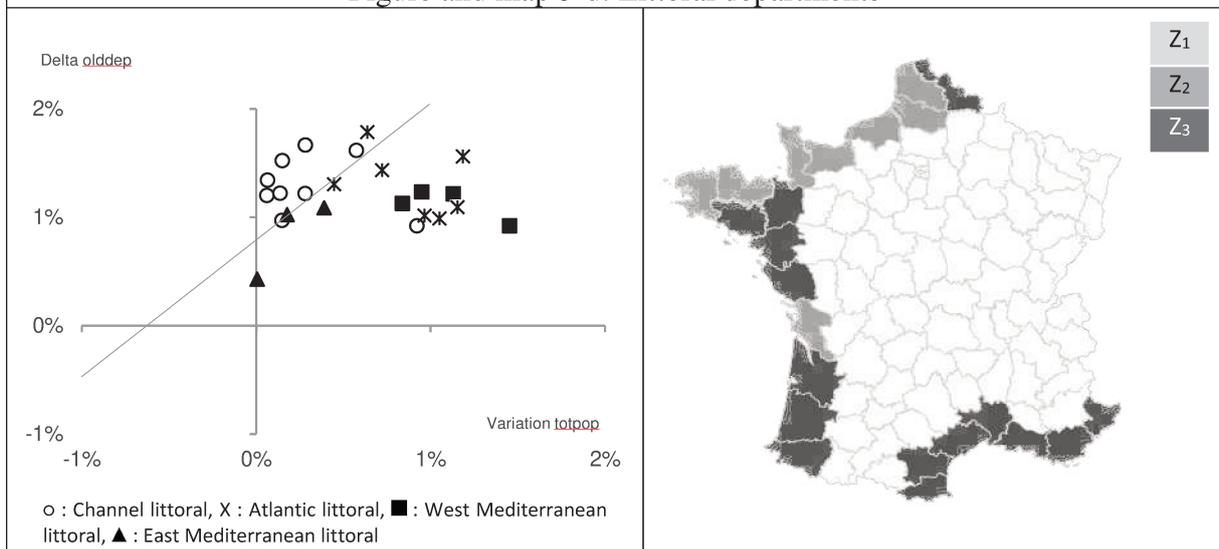
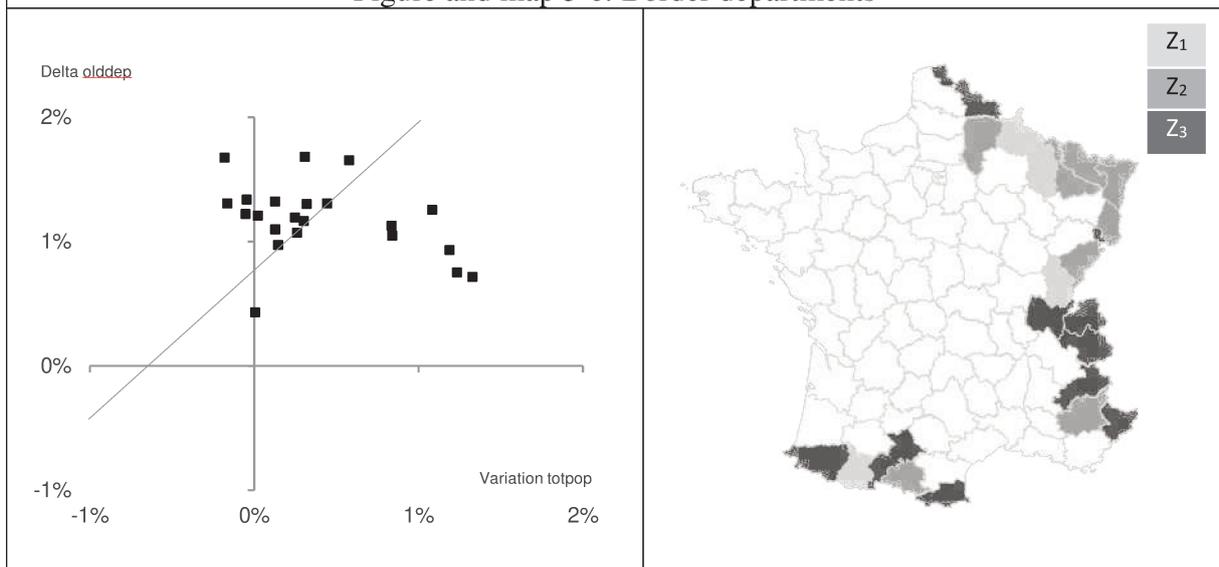


Figure and map 5-e: Border departments



## 5. To what extent does the aging-price geography correspond to others logics?

In this last section, we briefly discuss the similarities and differences of the aging-price logic with other factors. For each case, an indicator is used to classify the departments into thirds and to compare them with the  $Z_1$ ,  $Z_2$ , and  $Z_3$  groups (cf. figure 6). Results are then corroborated by principal component analysis ran over the full set of departments (cf. figure 7). The latter being classified into thirds according to the studied indicator, clusters, if they exist, are observed directly and relatively to the principal components, mainly the DREG one (as it is the one that includes the aging-price variables).

### 5.1. A size effect?

The correspondence between value circulation caused by aging and the population size is good (figure 6-a). Almost all of the  $Z_1$  departments have a small population, whereas all of the populated departments belong to  $Z_2$  or  $Z_3$ . In other words, the aging shock tends to amplify the disparities between dense and sparse departments by means of their housing wealth evolutions. However, a few exceptions exist with small departments where the wealth evolution is positive. These singularities can be explained either by proximity to an important metropolis or by the concentration of industrial districts in a Marshallian perspective.

### 5.2. A gentrification effect?

Gentrification—namely, the substitution of low-income populations by middle or upper-classes—is a well-known subject in the urban literature<sup>38</sup>. A ratio based on the socio-professional categories is computed at the departmental level<sup>39</sup>. Here, the correspondence is

---

<sup>38</sup> Meligrana and Skaburskis 2005 for Canada, Boterman et al. 2010 for Amsterdam, Pattaroni et al. 2012 for Paris, etc. Hochstenbach and Boterman (2017) also recently studied its intergenerational determinants.

<sup>39</sup> The ratio of farmers, artisans, merchants, entrepreneurs, employees and workers to executives and intermediate and higher intellectual professions.

also strong: lowly gentrified departments belong to  $Z_1$  or  $Z_2$ , while highly gentrified departments in general belong to  $Z_3$  (figure 6-b). This means that middle and upper classes tend to avoid housing wealth losses due to the aging process, whereas departments with numerous people in the less privileged classes tend to overpay. The exceptions—the lowly gentrified departments avoiding losses—are quite similar to the previous case<sup>40</sup>. The littoral department of Vendée is also an exception, with its entrepreneurship culture, its dynamic industrial sector, and the proximity of a metropolis.

Globally, regarding size and gentrification, the anomalies can be easily explained by the littoral and border aspects, the metropolis effects, and a few additional agricultural or industrial local specificities. Another point deserves a comment: while the urban literature documents the gentrification process at the intra-urban scale, it is interesting to remark that it would also act at a wider scale.

### 5.3. An unemployment effect?

Is it possible to find a simple relationship between value circulation caused by aging and unemployment? The previous results relative to the UNPREM have already given some indications. For all of the segments, this factor was never correlated to the DREG factor and was always the second one. Given this orthogonality, it is no surprise that figure 6-c exhibits no clear relation. In each area,  $Z_1$ ,  $Z_2$  or  $Z_3$ , it is possible to find departments with low, medium, and high unemployment rates. The map comparison is also eloquent. All of the cases are possible; some regions can benefit from a good price-demography dynamic with low unemployment (the northwest area), while others can have negative trends accumulate (“Centre” region). But it is also possible to find examples with a good price–demography dynamic and an important unemployment rate (Mediterranean departments, especially the

---

<sup>40</sup> Landes, Aude, and Tarn-et-Garonne.

western departments), or a bad price–demography dynamic but a low level of unemployment (the south center area). As a consequence, the use of unemployment level to drive a policy to spatially redistribute housing wealth would be misleading. The relationship between regional decline and the labor market is indeed complex (Batey 2018).

#### 5.4. An affordability effect?

Literature about housing affordability is multifaceted and there is clearly not a single way to assess it (Jing 2014). However, as most of the definitions focus on the relationship between housing expenditure and household income, it is acceptable to define housing affordability as the ability of a household to meet its housing need, considering its income, the house prices or rents levels, and the tenure choice. For the particular case of home buyers, affordability is basically related to accessibility of homeownership (Yi 2004).

In order to assess housing affordability, an index was constructed at the departmental level. Two series were used: a price index  $Ind_i(t)$  and the borrowing capacity<sup>41</sup>  $E_i(t)$  for the average household in the department “i.” Both were normalized at 100 for the year 2010. The affordability index is the ratio between  $E_i(t)$  and the price index  $Ind_i(t)$ .

$$Aff(t) = \frac{E_i(t)}{Ind_i(t)} \quad (3)$$

If the borrowing capacity increases faster than the price, the index also increases; housing becomes more affordable. If the borrowing capacity increases less compared to the price or

---

<sup>41</sup> The calculation of the local borrowing capacity is made with the formula  $E_i(t) = \frac{M_i(t)}{r(t)} * [1 - (1 + r(t))^{-D(t)}]$ .

This formula gives, for a fixed-rate mortgage, the borrowing amount associated with a monthly payment  $M_i(t)$  for an interest rate  $r(t)$  and a duration  $D(t)$ . The rate and the duration are constant across the departments because the series are not available at this level on a regular basis. This simplification is acceptable because rates and mortgage duration are quite homogeneous between regions in France. The monthly local payment is deduced from the departmental median household income multiplied by 30%. Banks generally do not allow households to obtain loans that involve more than 30% of their income in France (rule of thumb).

even decreases, the index falls; housing becomes less affordable. Figure 7-d represents the affordability variations between 2010 and 2014.

As expected, the affordability worsens in general for the departments in  $Z_3$ , especially when aging is reduced. Conversely, in  $Z_1$ , the real estate purchasing capacity evolutions are favorable or intermediate. If a correspondence exists, however, it is less clear compared to the correspondences with size or gentrification, and the exceptions are more frequent. Thereby, three departments in the “Centre” region<sup>42</sup> simultaneously present a bad price–demography dynamic and affordability deteriorations. In other words, purchasing become more difficult for its inhabitants<sup>43</sup>, and prices are expected to decrease in the long run. These situations would deserve to be considered carefully by the public policies. On the other side, it is possible to find departments where the long-term price-demography dynamic is positive and where the affordability evolutions are also positive, paradoxically. These situations can be explained from a diffusion perspective. By themselves, they do not have the best features, but all are close to departments with these good features: either a metropolis proximity or a metropolis proximity reinforced by a littoral dynamic. In the Southeast, a group of five contiguous departments simultaneously benefits from the proximity of several metropolises, reinforced by the littoral areas and the border proximities.

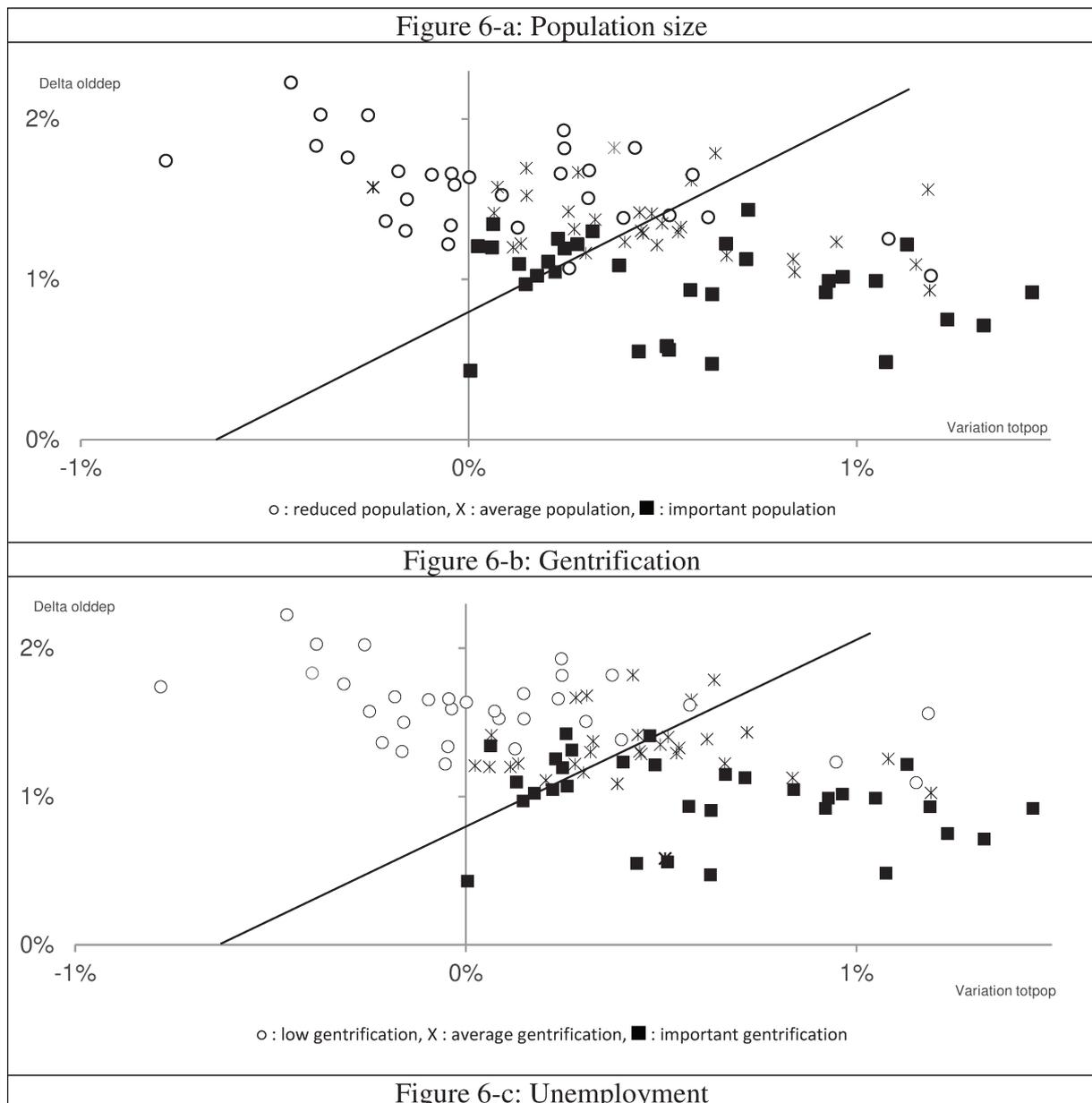
---

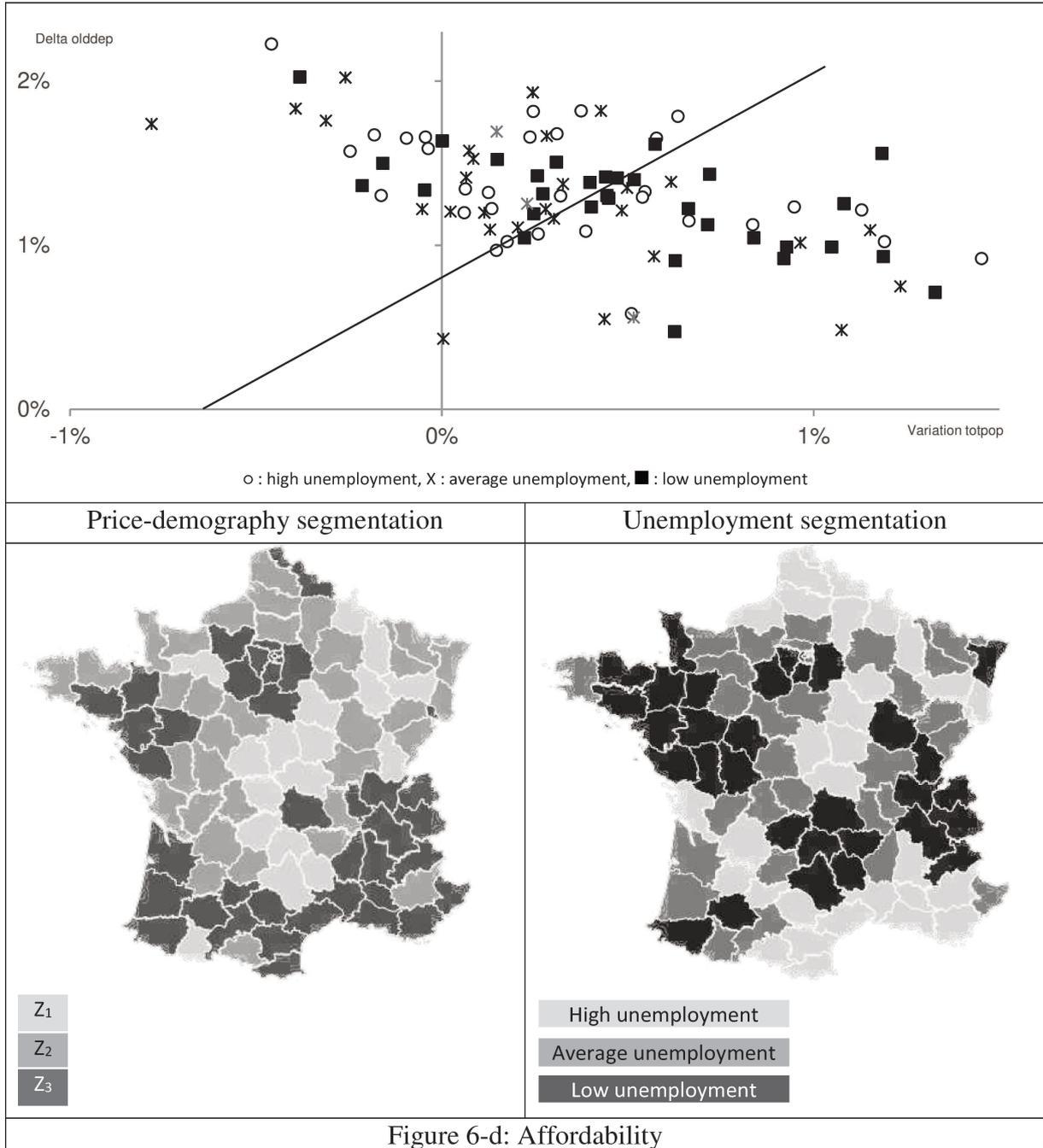
<sup>42</sup> Departments of Cantal, Aveyron and Allier.

<sup>43</sup> In these departments, the property exchange rate is also low, with inheritances playing an important role.

**Figure 6.** Comparison with others geographies

**Figure 6. Comparison with other geographies.** In each case, the 94 departments are split into three groups of the same size according to the mentioned factor; Population size, gentrification, unemployment, and housing affordability.





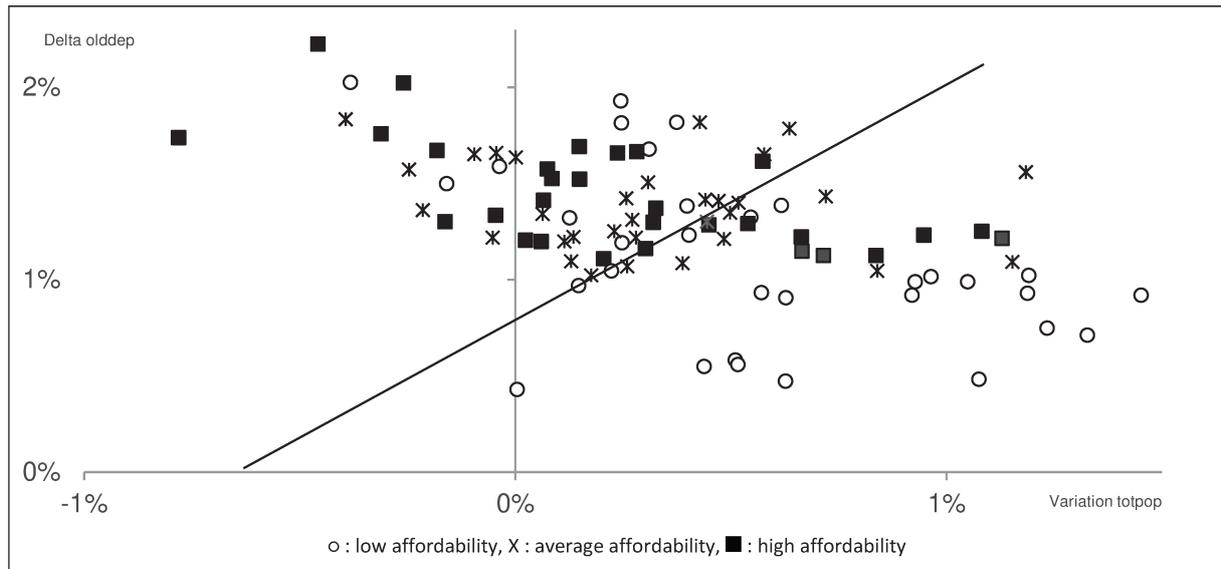
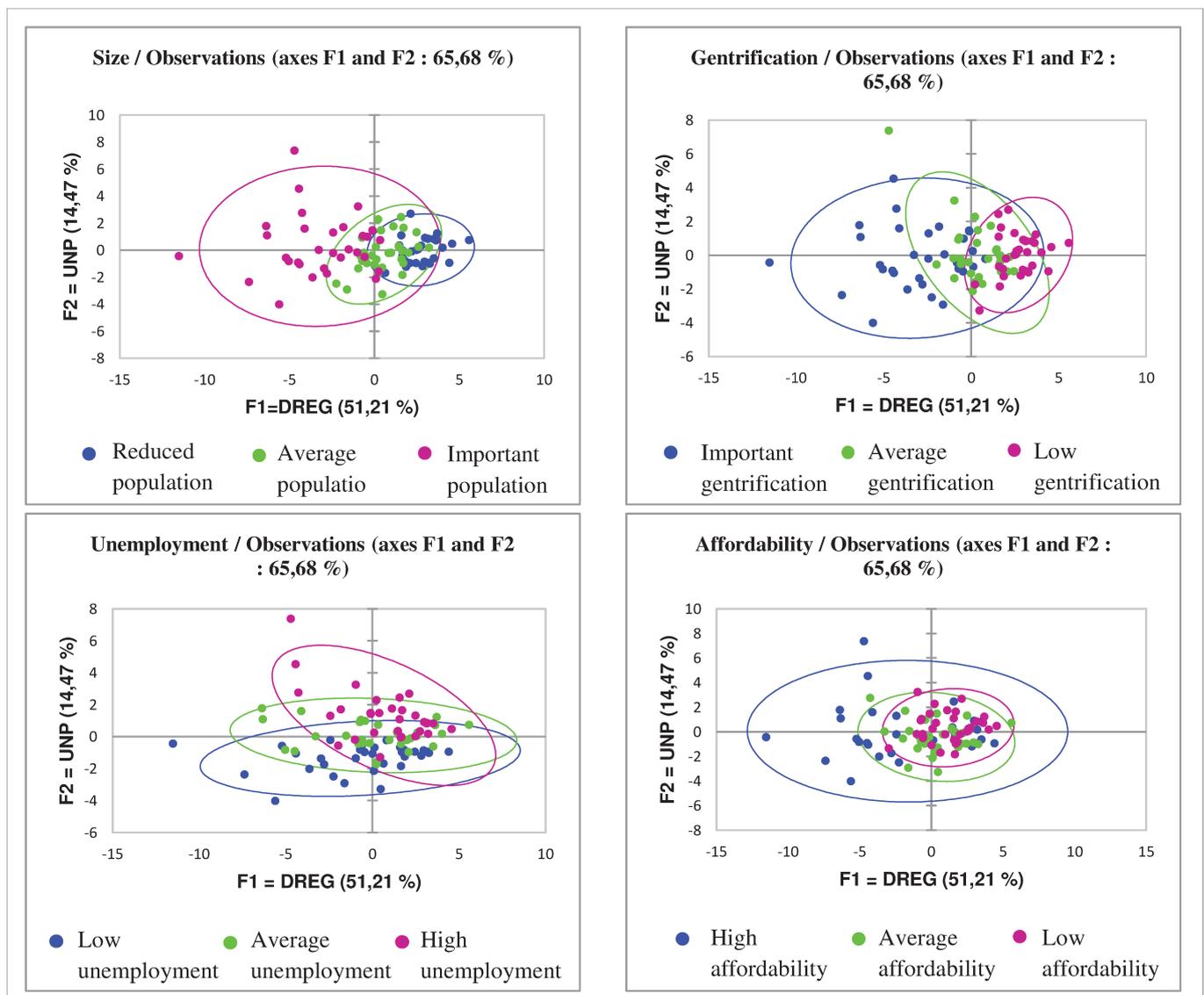


Figure 7. PCA over the full sample colored according to various indicators levels



## 6. Conclusion

Starting from a life cycle approach for individuals, this article documents the housing wealth shifts caused by the elder-boom at the regional scale. The spatial manifestations of the current meltdown are strongly heterogeneous; for some departments, the housing wealth losses are amplified, while others have taken advantage of it. It benefits the Parisian region, the metropolises, the Atlantic and Mediterranean littoral areas, and almost all the southeastern departments. It also tends to intensify the existing contrasts, in particular to the detriment of the sparsely populated departments, those in the center and northeast, and those of the far east of the extended Parisian region compared to their western equivalents.

Being a metropolis is clearly the main insurance against important housing wealth losses, even though it is not a guarantee to automatically benefit the most of this implicit wealth reallocation. For the non-metropolitan departments, a combination of second-order factors is required to locally reverse the meltdown, including proximity to a metropolis, littoral areas eligible for Sun Belt dynamics, proximity to a border, existence of an important touristic activity, and the presence of Marshallian districts. However, none of these single factors is enough by itself to reverse the trend.

Gentrification is a direct and emblematic avatar of this change and, as a result, has to be considered as a long-term and structural phenomenon. We found that the middle or upper classes tend to avoid housing wealth losses, while departments with numerous workers and employees tend to overpay them. Further studies are required to better understand how gentrification can be the consequence of the elder-boom breaking point. The preceding rise of the housing prices induced by the demand of the numerous future retirees, combined with the fact that the middle and upper classes are then the only potential buyers at these high price levels, is likely the missing key.

Regarding the economic and cyclical variables, they appear to be relatively independent of this shift and of secondary importance—with the exception of the metropolises, where the magnitude of the economic factor is almost equal to the magnitude of the demographic factor. If the structural and cyclical dynamics can accumulate, there is no case where a bad structural dynamic is compensated for a good cyclical dynamic. As a consequence, unemployment is not a relevant indicator to track this contemporary reshaping. Using it for a public policy to counterbalance the negative effects would be misleading. It would result in ignoring territories and people being strongly hit by the phenomenon.

To conclude, it is important to underline that this modification in the housing wealth circulation across generations due to the elder boom is also a spatial modification that carries consequences for the local territories. The redistribution between departments can be spontaneous, through the tourism industry or local diffusion processes. However, not all the disadvantaged departments benefit from these corrective mechanisms. This issue calls for national and European involvements to limit the drawbacks and to manage these changes in a globally relevant way (Carbonaro et al. 2018).

## Appendix

**Table A1.** Harris-Tzvalis (HT) and Im, Pesaran, Shin (IPS) stationarity tests

Variables	Level (ln)		1 <sup>st</sup> difference (Δln)	
	Common AR (Harris Tzavalis)	Panel specific AR (IPS)	Common AR (Harris Tzavalis)	Panel specific AR (IPS)
LnPAPP	0,77 (1,00)	3,88 (0,99)	0,8 (0,00) ***	-6,52 (0,00) ***
LnPMAI	0,63 (1,00)	7 (1,00)	0,15 (0,00) ***	-4,44 (0,00) ***
LnTPOP	0,87 (1,00)	5,46 (1,00)	0,44 (0,00) ***	-6,62 (0,00) ***
LnOLDDEP	0,87 (1,00)	4,43 (1,00)	0,28 (0,00) ***	-9 (0,00) ***
LnDIV	0,61 (0,99)	4,5 (1,00)	-0,03 (0,00) ***	-2,8 (0,00) ***
LnREV	0,85 (0,99)	6,22 (1,00)	-0,22 (0,00) ***	-16,53 (0,00) ***
LnTEG	0,79 (1,00)	-2,25 (0,00) ***	0,2 (0,00) ***	-12,5 (0,00) ***
LnOFFAPP	0,15 (0,00) ***	-5,04 (0,00) ***	-0,33 (0,00) ***	-17,86 (0,00) ***
LnOFFMAI	0,55 (0,00) ***	-3,38 (0,00) ***	-0,25 (0,00) ***	-15,97 (0,00) ***

**Table A2a.** Fisher tests for the individual effects

Fisher test for apartments:

```
. xtreg dlnpappdefl dlnntotpop dlnolddep dlnrevmen dlnntotoffapp, fe
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =   1222
Group variable: dep                    Number of groups =    94
R-sq:  within = 0.4902                  obs per group: min =   13
      between = 0.3229                    avg =          13.0
      overall  = 0.3640                    max =          13
corr(u_i, Xb) = -0.5853                  F(4,1124)       =   270.19
                                          Prob > F        =    0.0000
```

dlnpappdefl	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dlnntotpop	7.052164	.7753554	9.10	0.000	5.530857	8.57347
dlnolddep	-2.165372	.1256737	-17.23	0.000	-2.411954	-1.918791
dlnrevmen	.3454611	.1007657	3.43	0.001	.1477512	.5431711
dlnntotoffapp	.0275123	.0030547	9.01	0.000	.0215187	.0335059
_cons	.0292011	.0055187	5.29	0.000	.018373	.0400292
sigma_u	.0306818					
sigma_e	.04854206					
rho	.28546313	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u\_i=0: F(93, 1124) = 1.44 Prob > F = 0.0052

Fisher test for houses:

```
. xtreg dlnpmaidefl dlnntotpop dlnolddep dlnrevmen dlnntotoffmai, fe
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =   1209
Group variable: dep                    Number of groups =    93
R-sq:  within = 0.5689                  obs per group: min =   13
      between = 0.3050                    avg =          13.0
      overall  = 0.4297                    max =          13
corr(u_i, Xb) = -0.5478                  F(4,1112)       =   366.82
                                          Prob > F        =    0.0000
```

dlnpmaidefl	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dlnntotpop	6.084088	.7088013	8.58	0.000	4.693349	7.474827
dlnolddep	-2.3512	.115166	-20.42	0.000	-2.577168	-2.125233
dlnrevmen	.5654337	.0922193	6.13	0.000	.3844902	.7463771
dlnntotoffmai	.0235517	.0027727	8.49	0.000	.0181114	.028992
_cons	.0277047	.0050684	5.47	0.000	.0177601	.0376493
sigma_u	.0294657					
sigma_e	.04389735					
rho	.31061318	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u\_i=0: F(92, 1112) = 1.51 Prob > F = 0.0020

**Table A2b.** Hausman tests for fixed or random effects

Hausman test for apartments:

**. hausman fixed random**

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(v_b-v_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) random		
dIntotpop	<b>7.052164</b>	<b>1.510561</b>	<b>5.541603</b>	<b>.708287</b>
dlnolddep	<b>-2.165372</b>	<b>-2.29758</b>	<b>.1322076</b>	<b>.0508991</b>
dlnrevmen	<b>.3454611</b>	<b>.4459827</b>	<b>-.1005216</b>	<b>.0037958</b>
dIntotoffapp	<b>.0275123</b>	<b>.0272955</b>	<b>.0002169</b>	<b>.</b>

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(4) = (b-B)'[(v\_b-v\_B)^(-1)](b-B)  
 = **106.07**  
 Prob>chi2 = **0.0000**  
 (v\_b-v\_B is not positive definite)

Hausman test for houses:

**. hausman fixed random**

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(v_b-v_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) random		
dIntotpop	<b>6.084088</b>	<b>.7088235</b>	<b>5.375265</b>	<b>.6482431</b>
dlnolddep	<b>-2.3512</b>	<b>-2.460626</b>	<b>.1094261</b>	<b>.0467995</b>
dlnrevmen	<b>.5654337</b>	<b>.6720302</b>	<b>-.1065965</b>	<b>.</b>
dIntotoffmai	<b>.0235517</b>	<b>.0233324</b>	<b>.0002193</b>	<b>.</b>

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(4) = (b-B)'[(v\_b-v\_B)^(-1)](b-B)  
 = **142.32**  
 Prob>chi2 = **0.0000**  
 (v\_b-v\_B is not positive definite)

**Table A3.** FMOLS estimationsApartments (collective housing):


---

Dependent Variable: LNPAPPDEFL  
Method: Panel Fully Modified Least Squares (FMOLS)  
Date: 01/28/16 Time: 15:06  
Sample (adjusted): 2001 2012  
Periods included: 12  
Cross-sections included: 94  
Total panel (balanced) observations: 1128  
Panel method: Pooled estimation  
Cointegrating equation deterministics: C @TREND  
Coefficient covariance computed using default method  
Long-run covariance estimates (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth)

---

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNREVMEN	1.232729	0.124616	9.892183	0.0000
LNOLDDEPRATIO	-1.328742	0.131470	-10.10683	0.0000
LNTOTPOP	6.695322	0.621537	10.77221	0.0000
LNTEGF	0.290480	0.028666	10.13343	0.0000
LNTOTOFFAPP	0.046589	0.004442	10.48761	0.0000
LNTXDIV	0.753947	0.046067	16.36621	0.0000

---

R-squared	0.957652	Mean dependent var	5.029902
Adjusted R-squared	0.948901	S.D. dependent var	0.222172
S.E. of regression	0.050222	Sum squared resid	2.355787
Durbin-Watson stat	1.257185	Long-run variance	0.001930

---

Houses (individual housing):


---

Dependent Variable: LNPMAIDEFL  
Method: Panel Fully Modified Least Squares (FMOLS)  
Date: 02/04/16 Time: 23:18  
Sample (adjusted): 2001 2012  
Periods included: 12  
Cross-sections included: 93  
Total panel (balanced) observations: 1116  
Panel method: Pooled estimation  
Cointegrating equation deterministics: C @TREND  
Coefficient covariance computed using default method  
Long-run covariance estimates (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth)

---

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNOLDDEPRATIO	-1.679068	0.124769	-13.45743	0.0000
LNTOTPOP	5.752526	0.579384	9.928689	0.0000
LNREVMEN	1.133148	0.113375	9.994694	0.0000
LNTOTOFFAPP	0.121085	0.012182	9.939605	0.0000
LNTEGF	0.260145	0.026774	9.716405	0.0000
LNTXDIV	0.605703	0.041938	14.44268	0.0000

---

R-squared	0.954654	Mean dependent var	4.999045
Adjusted R-squared	0.945280	S.D. dependent var	0.180809
S.E. of regression	0.042295	Sum squared resid	1.652932
Durbin-Watson stat	1.185110	Long-run variance	0.001575

---

**Table A4.** Moran test

<i>MORAN.I</i>	<i>Apartments</i>	<i>Houses</i>
<i>Observed</i>	-0.0001706477	-0.000302987
<i>Expected</i>	-0.0007604563	-0.0007686395
<i>Sd</i>	0.0004510245	0.0004544014
<i>P value</i>	0.1909721	0.3054762



## *CHAPITRE 3*

---



# Chapitre 3 *The Role of Housing in a Mixed-Asset Portfolio; The Particular Case of Direct Housing within the Greater Paris Region*

## Abstract

Given the importance of the residential property sector, we propose to study direct housing as an asset class within the optimal multi-asset portfolio. In this study, we consider the performances of direct housing within the metropolis Grand Paris between 1996 and 2017. We test the inflation hedging property of direct housing as well as its diversification benefits. We also define the optimal weight of this particular asset class when held together with stocks and bonds. Our finds bring several contributions to the French residential market. First, directly-held housing investment should bring diversification benefits to the mixed-asset portfolio. Second, residential asset is confirmed to be a hedge against inflation and particularly against its unexpected component. Third, using hierarchical clustering technic, we divide the “Grand Paris” into five homogenous groups of communes and give the optimal weight of each of the 150 communes and each group of communes into the tangency portfolio. Weights stability through time is checked through moving windows. We also compare our finding when considering listed real estate with direct housings.

*Key words: Direct housing, “Grand Paris” metropolis, inflation hedge, diversification, Sharpe maximizing portfolio allocation.*

## Résumé

En étant une composante essentielle des diverses décisions d'investissement, nous proposons d'étudier l'immobilier résidentiel physique en tant que classe d'actif au sein du portefeuille optimal. Dans cette étude, nous considérons les performances de l'immobilier résidentiel physique dans les communes du Grand Paris entre 1996 et 2017. Nous testons le pouvoir de protection de l'immobilier direct contre l'inflation, ainsi que son pouvoir de diversification. Nous définissons également le poids optimal de cette classe d'actif lorsqu'elle est considérée conjointement avec des actions et obligations dans un même portefeuille. Nos résultats apportent diverses contributions aux recherches existantes en matière d'immobilier et de gestion de portefeuille. Tout d'abord, l'immobilier direct devrait permettre à l'investisseur détenteur de bénéficier de ses pouvoirs de diversification au sein d'un portefeuille mixte. De plus, l'investissement résidentiel confirme en France son pouvoir de couverture contre les risques inflationnistes et plus particulièrement sa composante imprédictible. Enfin, grâce à la technique de classification ascendante hiérarchique (C.A.H), cinq groupes homogènes de communes ont pu être distingués ainsi que les poids optimaux de ces derniers et de 150 communes considérées dans cette étude au sein du portefeuille de tangence. Pour des fins de robustesse, nous avons testé la stabilité des poids attribués à chaque classe d'actif à travers le temps en utilisant des fenêtres mobiles de 10 ans. Nous avons également cherché à comparer les résultats obtenus en considérant l'immobilier direct résidentiel par rapport à ceux obtenus lorsque l'immobilier coté est introduit en plus au sein du portefeuille mixte.

*Mots-clés : immobilier résidentiel physique, métropole du Grand Paris, inflation, diversification, portefeuille de tangence.*

## 1. Introduction

The role of real estate as an asset class has been extensively discussed in the theoretical and empirical literature. Distinction should be made first between direct and indirect real estate, and second between the various asset classes within the real estate asset itself. As the real estate market is not homogeneous, drivers are specific to each asset market causing thus out or under performance of some asset classes compared to others.

In this study we focus on the direct housing investment in the communes of the Greater Paris region, and we empirically investigate its role within a mixed asset portfolio initially composed of stock, bond and cash.

The motivation behind the choice of this particular asset class is that housing in France has always been considered as the most important property investment for households. However, the dual nature of housing makes the demand for it driven not only by consumption purpose but also by investment purpose. That is moreover why housing account for a significant share of the total wealth of households, either as home owner-occupiers or rental investors. According to INSEE<sup>44</sup> figures between 1998 and 2015, the share of population holding securities, such as stocks and bonds, declined from 21.2% to 16.5%, while the population holding property portfolios grew from 58.5% to 62.7%. In 2015, 58.9% of the total population own their principal housing and 18% own other housing units.

Along with private individual investments, there is a growing renewed interest in housing asset from institutional investors; in recent years, the spread between commercial real estate and housing has never been that tight.

---

<sup>44</sup> « *Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques* » which is the French national institute for statistical and economic studies.

Therefore, from an investor standpoint the direct housing as an investment vehicle should be considered as part of mixed-asset portfolios. In fact, and in accordance to the study's results, it is commonly found that substantial weighting is given for direct housing in mixed-asset portfolios. This is not a mere coincidence since the residential asset presents key characteristics that strengthen its role as a long-term worthwhile investment, at least within the mean-variance efficiency framework. Actually, the residential asset tends to be less volatile than other investments and generates steady cash flows. The risk level of the expected cash flows produced by residential property is partly shaped by the degree of uncertainty about future relative supply and demand for property space, that is why a detailed analysis of the particular context of the Paris metropolitan area is conducted.

We give an overview about the housing market fundamentals, as well as a presentation of ongoing and future projects and events that will actively participate to the urban renewal and the housing market improvements of the studied area. In addition, we use in this study the principals of the Modern Portfolio Theory (Markowitz, 1952) to analyze the direct housing performance. This framework suggests that investors rely not only on the risk-return profiles of asset classes, but also on the interaction between asset classes which is central to their allocation decisions. The correlation analysis conducted indicates that directly-held private housing investment should bring diversification benefits to the mixed-asset portfolio since it exhibits low and non-significant correlations with stock and bond. This fact is further confirmed by the fact that the efficient frontiers that include direct housing dominate the efficient frontier with stock, bond and cash.

The last but not the least, the residential asset is considered as one of the best hedges against inflation. In order to determine the inflation hedging effectiveness of residential real estate and to compare it to those of other asset classes, financial and residential returns will be related to inflation, both expected and unexpected. The positive relationship found between

residential returns and the Consumer Price Index (the proxy of inflation) confirms the attribute of the French direct housing investment as inflation hedge.

The study is organized as follow: the next section reviews the relevant literature related to the main roles of housing within mixed asset portfolio, consisting in inflation hedge and portfolio diversification. Then, we explain in section 3 our motivation to consider the housing asset in the communes of Greater Paris. Section 4 presents the data used.

Section 5 reports the analyses and findings of the study. It consists first in analyzing the risk-return profiles of each asset class considered in the study, then we demonstrate empirically the diversification potential of direct housing asset through correlation analysis, and finally its hedging ability against inflation through both correlation and regression analysis. Portfolio optimization is discussed in section 6, through the Sharpe-maximizing portfolios and efficient frontiers construction.

Further analyses are presented in section 7, where the stability of portfolios allocations and the ability to diversify through the inclusion of the direct housing asset are checked.

Section 8 introduces basic literature and first results of the inclusion of securitized real estate investment within mixed asset portfolios.

The last section summarizes the findings and presents limitation of the study, suggesting therefore future improvements and directions for the research.

## 2. Motivation and related literature

### 2.1. Housing as portfolio valuable diversifier

The direct real estate and particularly housing asset is considered as a good candidate for diversification within a multi-asset portfolio. It is actually said that when added to a stock and bond portfolio, it is able to generate improved risk-adjusted returns. That is in fact one of the reasons that housing has always been part of institutional portfolios (with varying levels according to countries), even though last decades witnessed a decreasing share of housing asset in favor of other real estate asset classes. However, the very recent move of French institutional investors toward the residential market send a signal of existence of genuine investment opportunities in France, in major metropolises and obviously in Paris region<sup>45</sup>.

The optimal allocation of capital between various asset classes is of paramount importance for investors, who are probably seeking to enhance the prosperity of their portfolios, while protecting their wealth through an effective diversification and an effective inflation hedge. The inter-asset diversification is valuable when the assets display a low or no correlation among each other. In this respect, direct real estate and particularly housing market appears to be driven by different factors than those that influence financial markets. This leads to the widely accepted idea of non-existence of significant correlation between these two asset classes, which is the key argument for including real estate assets in a mixed-asset portfolio. In this context, the diversifier role of housing has been well documented in the literature. For that purpose, many studies followed the same pattern: they first make a comparison between housing returns and equities and bonds returns, then assess the correlation between these different asset classes, and finally try either to estimate the weight given to the housing

---

<sup>45</sup> Association Française des Investisseurs Institutionnels (Af2i), « Panorama institutionnel France 2017 », pages 23 and 24.

asset in a mean variance optimal portfolio, or to measure the diversification benefit from adding housing in stock and bond portfolio.

One of the earliest studies that proved the usefulness of real estate as a portfolio diversifier was made by Ibbotson and Siegel (1984). They compared US real estate returns (commercial, farm and residential) to those of stocks, bonds, short-term bills and inflation over the period 1947 – 1982. The housing total return was computed using an income return net of operating costs plus the annual change in the home purchase component of the consumer price index (capital appreciation). They reported that the housing total return was between those of shares and bonds and does not correlate significantly with them.

Hartzell et al. (1986) offered a more global view of the diversification benefit of US real estate investment in a portfolio context from 1973 to 1983. They actually compared performances of assets returns according to various criteria such as geographic location, property type, property size, etc. They found that all property types offer higher returns than financial assets, while being less volatile. It is important to note that they used appraisal indices instead of transaction-based indices, which probably results in smoothed series. They also found that all property types including residential can offer considerable diversification benefits given the low correlation with financial assets.

Goetzmann and Ibbotson (1990) analyzed the US real estate and financial markets over a longer period 1947 – 1986. They demonstrated in their turn that residential asset may be an excellent hedge against financial market fluctuations since housing and stock market followed opposing trends, which was not the case of other property segments. They also reported that housing returns outperformed long term government bonds but underperformed the stock market. At the same time, the volatility of housing investment was found to be considerably lower than the volatility of both shares and long-term government bonds. Lastly, given the low correlation found between residential properties

and financial assets, and also across regions in the United States, they argued that substantial reduction in risk may be achieved by diversifying regionally when investing in the residential asset.

Another interesting study from the United States was undertaken by Liang et al. (1996) over the sample period 1982 – 1993. The originality of their study lies in the computation of housing return. They actually proxied housing asset performance by inferring value of direct housing investment from securitized apartment real estate (REITs). To that end, they removed the effect of both stock and non-apartment equity REITs from REITs that invest in apartments. According to their results, only efficient portfolio of highly risk averse investors involves substantial allocation in housing. However, and more generally, as unsecuritized housing and stocks and bonds are weakly correlated, underestimating the role of housing in efficient mixed-asset portfolios may lead to suboptimal asset allocations.

A more recent study of Wu and Pandey (2012) confirms earlier findings in the US. The authors found that adding residential asset can enhance portfolio efficiency, i.e. portfolio with higher Sharpe ratio and lower loss probability are observed. However, this positive impact is time varying. Hence, only a dynamic allocation strategy can fully provide portfolios additional efficiency.

Further evidence came from other countries. The results are generally similar to those recorded with U.S. market data. For instance, Hoesli et al. (2004) reported international evidence on real estate including residential as portfolio diversifier. They used annual data of various financial and real estate asset classes in Australia, France, Netherlands, Sweden, Switzerland, United States and United Kingdom, for the period 1986 – 2001. They reviewed correlations between different asset classes finding that housing is moderately positively and negatively correlated to shares and bonds respectively. Therefore, they

conclude that housing is an effective diversifier, particularly when both domestic and international real estate assets are considered.

Each of these countries has been also studied individually; Peat and Wright (2012) analyzed Australian financial and residential asset performances from 1988 to 2011 and constructed portfolios with and without the residential asset. They found that given the low correlation between residential returns and the others assets classes considered, the inclusion of residential in a mixed-asset portfolio leads to a significant shift of the efficient frontier to the left, meaning that it enables the construction of portfolio with lower (higher) volatility (expected return) for a given expected return (volatility).

Hutichson (1994) analyzed the performance of UK housing asset in six regions: London, South-West, South-East, North-West, Yorkshire and Humberside and Scotland over the 1984 – 1992 sample period. Housing data used is based on opinions of the districts valuers derived from sales information in their possession. The rental component is assumed to be constant percentage of capital value. The computed data indicated that housing return did not systematically underperform or outperform equity and gilt returns, but rather the performances ranking depended on the sub periods studied. However, a steadily weak link between housing and equities and gilts was reported.

Hoesli and Hamelink (1997) studied the case of apartments in Geneva and Zurich for the period 1981 – 1992. The authors provided an indicative optimal asset allocation in an institutional portfolio; The share of stocks should be 5 – 15%, bonds should comprise 60 – 70% of the portfolio and finally the housing share should be 20 – 30%. For the housing data, they used a constant-quality housing price index based on the hedonic method, and subtracted premium for illiquidity risk. Their results showed that housing has an effective diversifier role in a financial portfolio. They additionally showed that an investor who holds housing in his portfolio in one canton would have benefitted from including housing in the

other canton. This was particularly true in one sense; « Genevan » housing portfolio in which we include housing in Zurich.

On a similar note, another study covered Switzerland (plus the Netherlands) was undertaken by Montezuma and Gibb (2006). The authors evaluated residential properties in these two European countries after noting that housing is their main institutional property asset group with an allocation that exceeds 50% of the portfolios. Total return of direct residential property is compared with other asset groups returns (domestic and European shares, government bonds and indirect non-residential properties, for the period 1986 – 2002.

Netherlands returns on housing outperformed shares and indirect property investment and underperformed government bonds investment, while Swiss returns on housing underperformed all the asset classes considered. This leads to a lower weight in residential property on the efficient frontier compared to the Netherlands. However, the authors findings confirmed the role of direct residential property within optimal portfolios particularly at the low end of the efficient curve, i.e. suitable for investors with low risk tolerance.

Another interesting study comes from Israel. Ben Shahr (2003) compared the risk adjusted performance of dwellings, stocks and bonds portfolios during the decade 1990 – 2000. According to both Treynor and Jensen indices, dwellings outperformed stocks and bonds, and slightly underperformed stocks according to Sharpe index. Consistent with earlier findings, the weak correlation reported between financial assets and residential property returns over the period enables the latter to considerably reduce the overall risk of the optimal portfolio while capturing a considerable share of it.

To conclude, a vast majority of empirical studies agreed on the fact that housing within a mixed-asset portfolio improve its risk-return profile. This is mostly likely a consequence of the weak correlation that exists between housing and other assets, or even an inverse long-

run relationship between stocks and real asset in general (Chaudhry, Myer and Webb, 1999). Hence, housing is given a significant positive weight in the optimal portfolio (for a detailed presentation of the optimal allocation across the countries, see the study of *Norges Bank*, « *The diversification potential of real estate* », 2015). In addition, one should not forget that significant diversification benefits are achievable only when the overall market is sufficiently large (Muralidhar, 2001, Montezuma and Gibb, 2006).

## **2.2.Housing as inflation hedge asset**

Along with diversification ability, the housing asset may be considered as an effective hedge against inflation.

Following a long inflationary period between the post war to the mid 1980' (+10.1% annually), France went through a moderate inflation period between 1986 and 2001 (+2.1% annually), and even lower inflation between 2002 and 2016 (+1.4% annually).

Therefore, currently the threat of inflation is not topical. However, it might be back in France and in Europe more generally. This would be partly due to the monetary policies of the European Central Bank, especially the quantitative easing and the reduction of key interest rates, whose main consequence is the increase of the money supply and thus inflation.

In these circumstances of inflation evolution and in some cases unpredictability, inflation hedging should remain an important concern for investors. Particularly long-term investors, who are concerned with the protection of their wealth, seek to hold effective hedging assets. An inflation hedge is an asset that holds its value and purchasing power during inflation. Real estate assets seem to have some favorable and key properties that insure good and effective hedging against inflation. Its characteristics of being at the same time a need, a consumption good and an investment product, make the particular case of housing

properties more readily marketable and sought-after product, specifically in urban continuous densification areas (such as metropolises) and thus rental tense areas. Another characteristic that makes real estate an effective hedge against inflation is the increase of construction costs in line with inflation, as well as rent evolution, either because they are pegged to inflation or simply because of the rising price of assets (Fisher and Sirmans, 1994). According to Folger et al. (1985), the hedging effectiveness of housing against inflation is mainly due to the changing investors' expectations concerning the inflation hedgeability of properties.

Whatever given explanations, there has been since the 1970s great interest and evidence from the empirical literature on housing inflation hedging ability. Methodologies to test it are various.

One of the most used method is to assess the correlation between the movements of housing returns and inflation rate. For instance, Fama and Schwert (1977) developed a common approach which is still widely accepted, to test inflation hedge abilities. They were the first researchers to examine the relationship between different asset classes' returns and the Treasury bill rates (considered as a proxy of expected inflation). They found that the US residential properties returns were strongly positively correlated to inflation in the period 1953 – 1971. In their study, returns of US residential property were calculated on the basis of capital appreciation based on an appraisal index.

On the contrary, authors like Fogler et al. (1985) used US housing price appreciation returns based on transaction prices index instead of appraisal index. They also report a positive relationship between those returns and inflation between 1952 and 1983.

Ben-Shahar, using transaction prices indexes (the Dwelling Price Index) in 25 Israeli cities between 1990 and 2000, proved that a dwelling portfolio provides a positive hedge against actual, expected and unexpected inflation.

Ruben, Bond and Webb (1989) tested the hedging effectiveness of various asset classes over the period 1960 – 1986. They found that the residential properties were the only complete positive hedge against actual and unexpected inflation.

Newell (1995a) for instance proved that all property types, excluding hotels, hedge against both expected and unexpected inflation over the period 1985 – 1993.

Li (2001) examined the inflation hedging ability of the aggregate real estate return including housing for the 1974 – 1982 and 1983 – 1999 sub-periods. He concludes that in high inflation period, it also hedges against expected and unexpected inflation. Since the response of real estate return to an increase in the expected inflation is more than one-to-one, it also helps hedge the rest of a mixed-asset portfolio against expected inflation. These results were also corroborated by a study conducted by Moigne and Viveiros (2008). They found out that direct real estate investments including residential act as a complete hedge against expected inflation and even as an “overhedge” against unexpected inflation (i.e. the coefficient associated to unexpected inflation in their regression was higher than 1).

All of the above-mentioned studies used the same framework than Fama and Schwert (1977). However, some authors criticized the use of conventional statistical methods specially when the stationarity of the series is not proved (Chaudhry, Myer, and Webb, 1999). In this context, Ganesian and Chiang (1990) first used the same framework than Fama and Schwert (1977). They could report evidence in favor of inflation hedge in Hong Kong. However, no inflation hedge was proved when they tested it using co-integration techniques. This would indicate that the hedging effectiveness of real estate assets (commercial and residential properties) in Hong Kong hold only in the short run.

In the contrary, Anari and Kolari (2002) reported evidence in favor of inflation hedge in the long run in the United States between 1968 and 2000. They employed autoregressive distributed lag models to investigate the long run relationship between new and existing

housing prices (instead of housing returns) and consumer price index excluding housing component (instead of inflation). Then, they used recursive regressions to examine the variability of this relationship over the sample period. By using these cointegration techniques and looking at housing prices, they proved that the latter are a stable inflation hedge over time, confirming thus that housing assets are good hedge against inflation in the long run.

Another methodology was used by Bond and Seiler (1998) to analyze the hedging effectiveness of US residential real estate over the 1969 – 1994 period: The added variable regression methodology (AVRM). They tried in their study to identify the factors that compose residential real estate returns which were estimated by the variation of existing home prices. For that purpose, they used 9 variables including inflation related variables (actual, expected and unexpected inflation) and non-inflation related variables. Their results indicate that both expected and unexpected inflation are significant components of the housing returns confirming thus earlier findings about the hedging effectiveness of the residential asset.

Finally, one should note that there are still some non-conclusive empirical results proving either that housing may not be an effective hedge against inflation in the short run, such as the study of Hoesli and Hamelink (1997), or simply a non-hedging asset at all, such as the particular case of securitized properties which in some countries, instead of reflecting the underlying physical markets, behave more like classical financial assets (Liu et al., 1997; Mengden and Hartzell, 1986; Scott, 1990).

To conclude, the diversity of the elements/components that need to be considered when examining the hedging effectiveness of housing against inflation makes the task somewhat arduous. Hedging ability may differ markedly due to differences in methodologies, housing return components (price, rent or total return), inflation components (actual, expected or

unexpected inflation), horizons (short run or long run), etc. Despite this, strong empirical evidence exists in favor of a positive relationship between housing returns and inflation, making the residential asset an interesting asset to hold to hedge against inflation.

A brief study of inflation hedging ability of direct housing asset in the communes of *Île-de-France* is conducted in section 5.

### **3. Housing in the Greater Paris Area: a particular case**

This section aims to highlight the favorable prevailing context within the Greater Paris area.

We first analyze some structural features relevant for investments in the Greater Parisian housing market (the market fundamentals).

Then we present two particular events taking place over the coming years in the Greater Parisian area. We believe that these events will definitely have a long-lasting impact on the whole environment of the Greater Parisian area and in particular on its housing market. The first one is a one-off event occurring in 2024; the 2024 Summer Olympics. The second one is structural; “*Grand Paris Express*”, which is the largest transport project in Europe.

#### **3.1. Market fundamentals**

Residential market is characterized by high level of heterogeneity, and there is a global consensus on the fact that this is an issue since it partly leads to market illiquidity. But we have a different idea about the heterogeneity of the market. Actually, we believe that the existence of various micro specific local markets creates low correlation between assets on one hand (Hoesli and Lizieri, 2007), and on the other hand it allows investors to enhance their chances to find the property that meets their requirements at all levels (characteristics, prices, costs, rents, etc.). However, this assumes a thorough knowledge of the local markets specificities (such as housing market evolution and population), the changing market environment and amenities (such as transport, urban renewal, etc.). Due to the limited and costly access to information, it seems unreasonable to expect such an expertise on every local market due. Thus, we identified some key points that we consider to be crucial when selecting future investments’ localizations.

### 3.1.1. Market size

The first key point is **the size of the market**. Each dwelling may represent an investment opportunity at a given time. But stock is not infinite, so it is important to target upstream the housing market areas with important stocks of dwellings.

As we focus in this article on direct investment in housing within the *Greater Paris* area, we start by considering the weight of this housing market relatively to the overall housing market in France.

Figure 1 displays the weights of each region<sup>46</sup> in France in terms of number of dwellings (more precisely apartments as we are interested by this typology of housing). Our study zone is located in the region *Île-de-France*, which appears to be first ranked in terms of relative weight (27% of the French housing stock is located in *Île-de-France*) and number of apartments (with near 4 million units).

As the *Greater Paris* project does not cover the whole region of *Île-de-France*, results were refined to the departmental level in order to focus the analysis on the departments concerned by the project.

Figure 2 displays the relative weight of the French departments. Weights range from 9.06% for the largest stock in Paris proper (department number 75) to 0.08% in the department of *Creuse* (department number 23). For practical reason, we represent only the fourth quartile of departments, i.e. the departments with the greatest stocks (24 departments out of the 96 departments).

Once again, the departments of interest performed pretty well. Paris proper ranks first (9.06% of the total stock of apartments is located within Paris proper), followed by its inner suburbs; department of *Hauts-de-Seine* (92) with 4.6% of the stock,

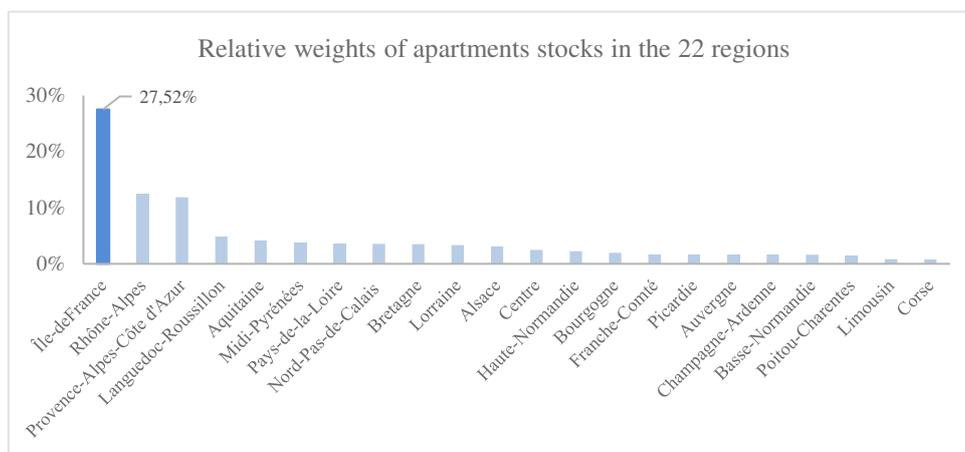
---

<sup>46</sup> Due to the period of the study and the scale of available data, we present here the former administrative division of France consisting in 22 metropolitan regions instead of the newest one consisting in 13 metropolitan regions.

department of *Seine-Saint-Denis* (93) and department of *Val-de-Marne* (94) holding respectively 3.19% and 3.16% of the overall housing market stock.

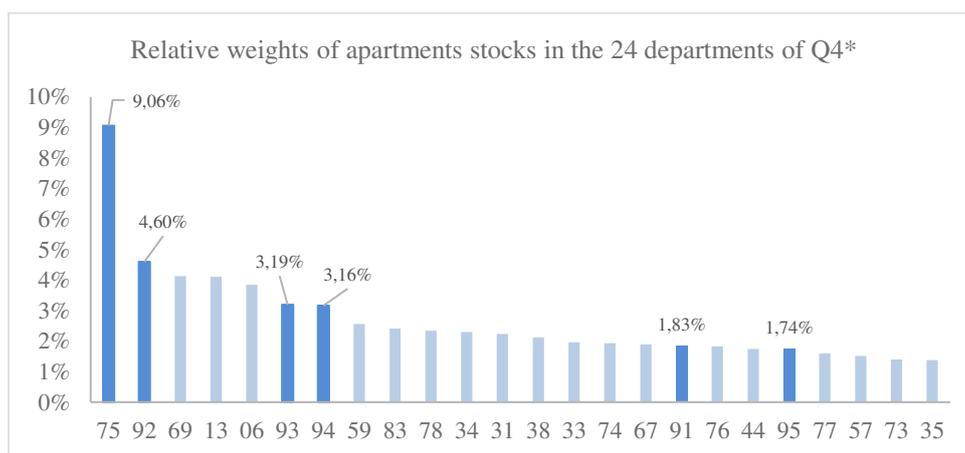
To conclude, the different housing markets we are interested in are among the largest ones in France, which provides investors some insurance about the availability of stocks and existence of various investment opportunities.

**Figure 1.** Relative weights of apartments stocks at the regional level



Source : INSEE, 2014

**Figure 2.** Relative weights of apartments stocks at the departmental level



Source : INSEE, 2014

\*The fourth quartile Q4 is composed by the 24 first departments in terms of stock, and highlighted histogram bars correspond to the Greater Paris region departments

### 3.1.2. Housing tenure

The second key point we identified is **the pattern of housing tenure**. Actually, after assessing the overall and local housing markets sizes, it is important to examine more closely the tenure choices within these markets. The different status of occupation identified by INSEE are homeowners, private sector tenancy, social housing tenancy and free lodging.

Intuitively, but also according to Hoesli and MacGregor (2000), the weight allocated to property in institutional portfolios is inversely related to the importance of the residential owner-occupied sector. This is why the involvement of institutional investors in the rented housing sector varies from country to another. For instance, Spain, Italy and United Kingdom which are characterized by high levels of homeownerships (respectively 83%, 73% and 68%), are also characterized by a lack of institutional investment in housing<sup>47</sup>. In contrast, in other countries such as the Netherlands, Germany or Switzerland (with only about 40% of homeownership), the allocation of institutional funds to private rented housing is significant.

This negative relationship between the size of the owner-occupied sector and the allocation toward housing does not apply exclusively to institutional investors. It is equally true for any buy-to-let investment, since corresponding expected return is composed of course by a capital gain but also by an income return. Investors (individual or institutional) are thus concerned with the steadiness of future cash-flows (rents) which is partly shaped by supply and demand for property space.

---

<sup>47</sup> This is partly due to the high share of owners in these countries, there are in addition cultural facts towards housing investments particularly in the United Kingdom according to Joaquim Montezuma in his study « Housing investment in an institutional portfolio context », 2003.

In order to lower the degree of uncertainty of future cash-flows and thus the risk level of an investment, location choice should be driven by the extent to which a property can be rented as quickly and easily as possible. One basic way of proceeding is to target areas characterized by **high proportion of renters to owners, low home purchase power and low vacancy rates**<sup>48</sup>. Each one of these elements is discussed below.

- **Proportion of renters to owners:**

Figure 3 displays the rates of owners, renters and the ratio between the two in France at the departmental level, and in Paris and its inner suburbs at a city level. We analyzed the private rental market (panel A) as well as the whole rental market (panel B) taking into account the public rental market. We made the choice of considering the whole rental markets since the rental tenure situation of a household is not frozen. Due to some factors such as changes in personal and financial situations, legislation<sup>49</sup>, etc. movements between the public and the private rental markets may occur during a household life cycle. Thus, it is not excluded that a rental tenure status of a household changes from renter in the private sector to public sector and vice versa.

From the figure 3, we can first assess the size of the owner-occupied sector (blue maps). The national average of homeowners in France is around 60%. The south east, some departments that hosts the regional capitals (Nord, Gironde, etc.) and Paris and its inner suburbs have the lowest rates of ownership. The average ownership rate

---

<sup>48</sup> The metropolis of Greater Paris is a major centre of higher education, which results in a high representation of the students and also the young workers. These two particular categories of population are emblematic of the current situation in the metropolis that we are seeking to demonstrate: high proportion of renters compared to owners, with a low home purchasing power, and a low vacancy rate due to the important demand.

<sup>49</sup> Legislation consists in legal measures and laws that regulate the social housing sector (*Loi Égalité & Citoyenneté, Loi ELAN*)

in the latter area is about 43%, ranging from 15% of ownership in *Dugny* to 80% in *Périgny*. Parisian owner-occupier households account for 30% in average, with variations from 22% in the first districts to 36% in the 16<sup>th</sup> district. Coming to the inner suburbs, the most important landlords' rates is observed in Val-de-Marne (94) with an average of 48% ranging from 22% to 81% of homeowners. Departments of *Hauts-de-Seine* and *Seine-Saint-Denis* have a lower homeownership rates, but still greater than Paris proper, with respectively 41% and 40% of average homeownership rates.

Overall, we note that the bulk of our studied communes are amongst the ones that have the smallest ownership rates (i.e. in the first quartile among the approximately 36000 communes in France). This weak homeownership is a good upstream indicator but not sufficient on his own to attract investors.

One must evaluate the size of the rental market as well as the ratio of renters to owners. The size of the rental market is represented in the figure 3 (orange maps). One can see that the proportion of renters is more important in the south east, the littoral, the borders and the capital. While rates in departments range from 11% (department of *Eure-et-Loire*) up to 44% (Paris proper) with an average of 16% of renters in the private sector, figures are completely different when it comes to city level, which is a particularly good news for investors interested in allocating toward housing within Greater Paris area. The average proportion of renters in the private sector is around 26%, ranging from 6% in *La-Queue-en-Brie* up to 59% in the second district of Paris. Similarly to homeownership rates dispersion, we note discrepancies among cities with regard to the size of the private rental market, to the disadvantage of communes in the north east and south east, i.e. the farthest areas from Paris proper.

Most of the values in panel A are lowered compared to panel B. Actually, we do observe the same pattern of results, but since panel B represents the whole rental market taking into account the public rental sector, all figures are higher with larger spreads. For instance, the highest average departmental proportion of total renters reaches 65% (against 44% in the private rental market solely), and the highest average proportion of total renter reaches 77% in the cities level (against 59% in the private rental market solely).

In average over the communes of Greater Paris, the private rental market represents about 53% of the whole rental market. Meanwhile, this average conceals significant disparities between the different communes. As a matter of fact, the private rental market may represent at best almost the whole rental market, such as the case of the 7th district of Paris or *Ormesson-sur-Marne* (the difference between the two proportions is 0.5% in the first commune and 1.8% in the second).

In contrast, the difference between the private and the whole rental markets can reach 60%, such as the case in *Villetaneuse* (the total rental market's weight is 76% while the private rental market's weight is only 16%).

Finally, it is interesting to examine the ratio between the residential owner-occupied sector and the rental market. Results at both departmental and city levels are shown in figure 3 (purple maps). The ratio is computed by dividing the proportion of (private) renters by the proportion of owner in each commune. According to what was argued before, the higher the ratio, the more attractive is the commune to investors.

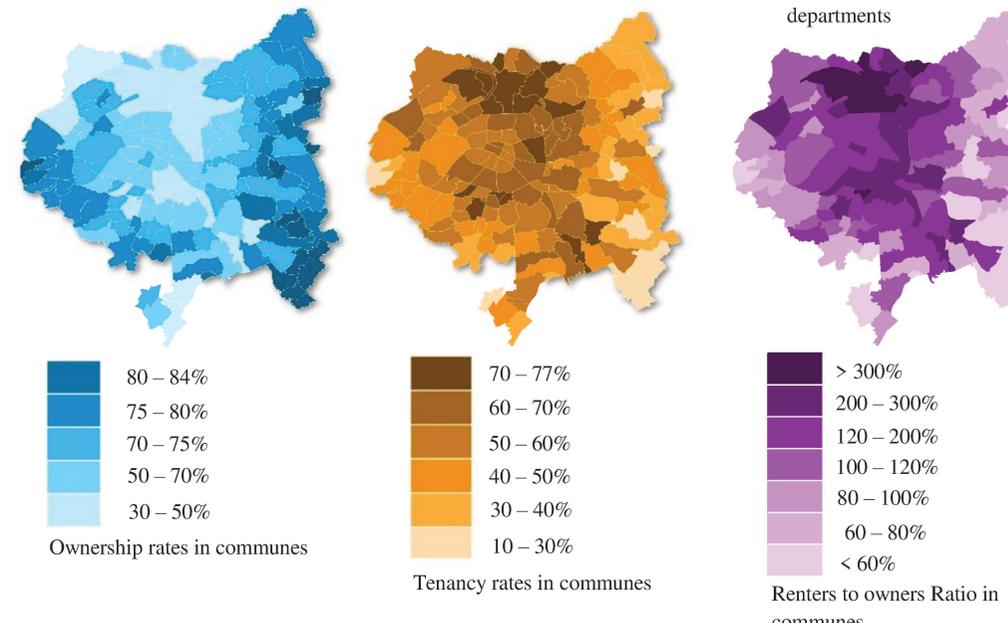
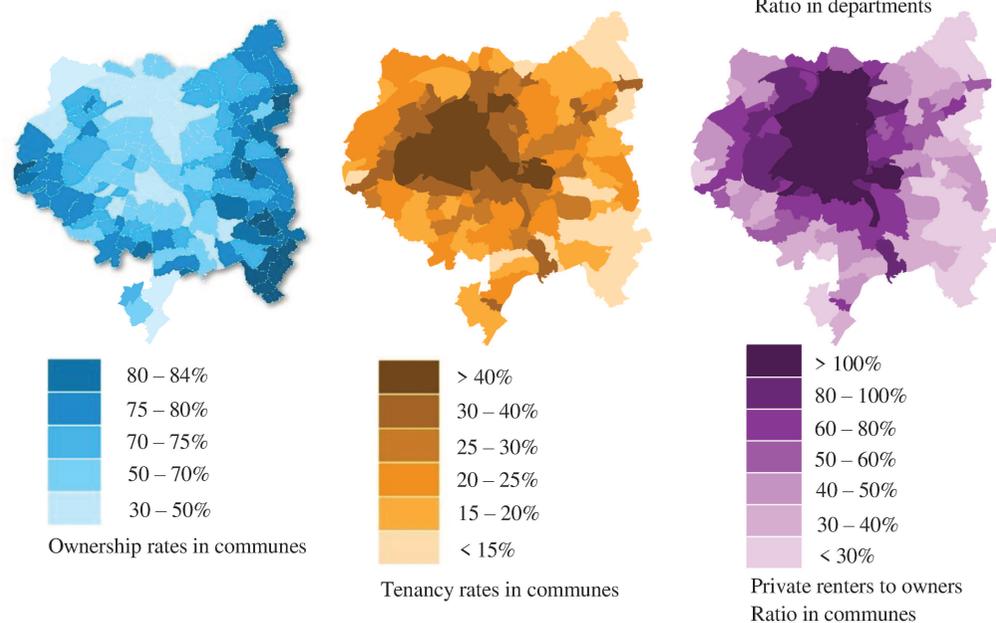
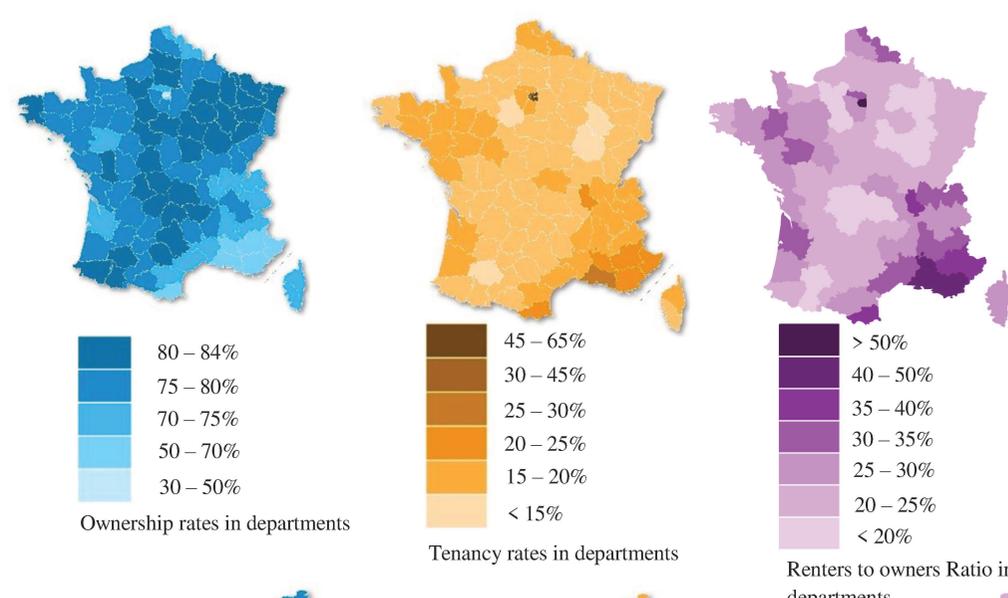
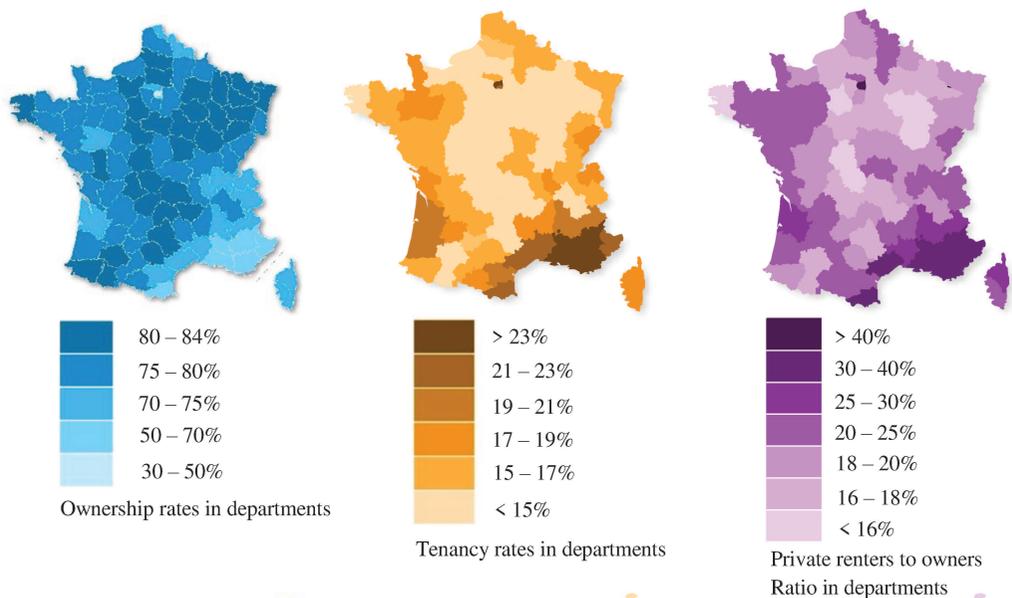
Concerning the departmental level, department of *Île-de-France* stand out from the crowd, as well as the departments of the south west, followed by coastal departments (particularly true for the ratio of private rented sector to owner sector).

At the city level, the ratio is higher in communes where the owner-occupied sector is not very important and the rental market is. Globally the ratio is decreasing with increasing distance away from the center and particularly as one moves eastward. Considering the ratio of the proportion of the whole rental market to owners, the darker area is naturally bigger, reaching more communes and at higher levels (the ratio can exceed 400% against a maximum of 200% for the private rental market). To conclude this paragraph about the housing tenure, it is important for an investor to juggle the three variables presented above all at once. Indeed, a commune may have a weak private rental sector, but as long as it is either equivalent or higher than the owner-occupied sector, it is sufficient to attract investors. This is for example the case of *Villeneuve-la-Garenne* where the private rental sector size weighs only 17%. But at the same time the owner-occupied sector exhibits very similar figures, 23%, which outweighs the initial weak rental sector. In the other hand, one may be attracted by the importance of rental sector and neglects the fact of considering the size of the ownership sector. If the latter is important, it is an indicator, among others, of the high housing accessibility, which would act as a disincentive to investment.

**Figure 3.** Ownership and rental sectors in French departments and communes of the Greater Paris area (INSEE, 2014)

**Panel A: Relative weight of the private rented sector**

**Panel B: Relative weight of the rented sector**



- **Home purchasing power :**

The housing tenure is largely determined by the affordability of housing. High levels of the latter are associated to a greater likelihood of being homeowner instead of being a renter. In case of a rental investment, it is obvious that investor will favor communes with low home purchasing power. In the contrary, in case of owner occupier investment, communes with high home purchase power witness an impetus and a possibility for home ownership. In this study, we construct a simplified index per commune, that assess the home purchasing power of an individual within his commune of residence, in terms of area in meters squared that can be purchased. Doing so, we emphasis the home bias effect, and ignore the possible movement between communes. This is open to criticism especially in the case of owner-occupied investment because an individual, even though attached to his initial commune of residence, would not hesitate to move to another in order to meet his personal, professional and financial requirements. The formula is as follow:

$$Access_{it} = \frac{Inc_{it} \times Cost_t}{HP_{it}}$$

Where  $Access_{it}$  is the simplified accessibility index expressed as the number of square meters that can be purchased in the commune  $i$  in year  $t$ .

The numerator is the proxy of amount of money available and needed for home purchase. It is obtained by multiplying the average income<sup>50</sup> in the commune  $i$  in year  $t$ ,  $Inc_{it}$ , by the cost of a dwelling expressed in years of income  $Cost_t$ <sup>51</sup>.

The denominator is the housing average price per square meter in the commune  $i$  in year  $t$ .

---

<sup>50</sup> Source : Impôts.gouv

<sup>51</sup> Source : CSA Observatoire du Crédit Logement. This series is at national level.

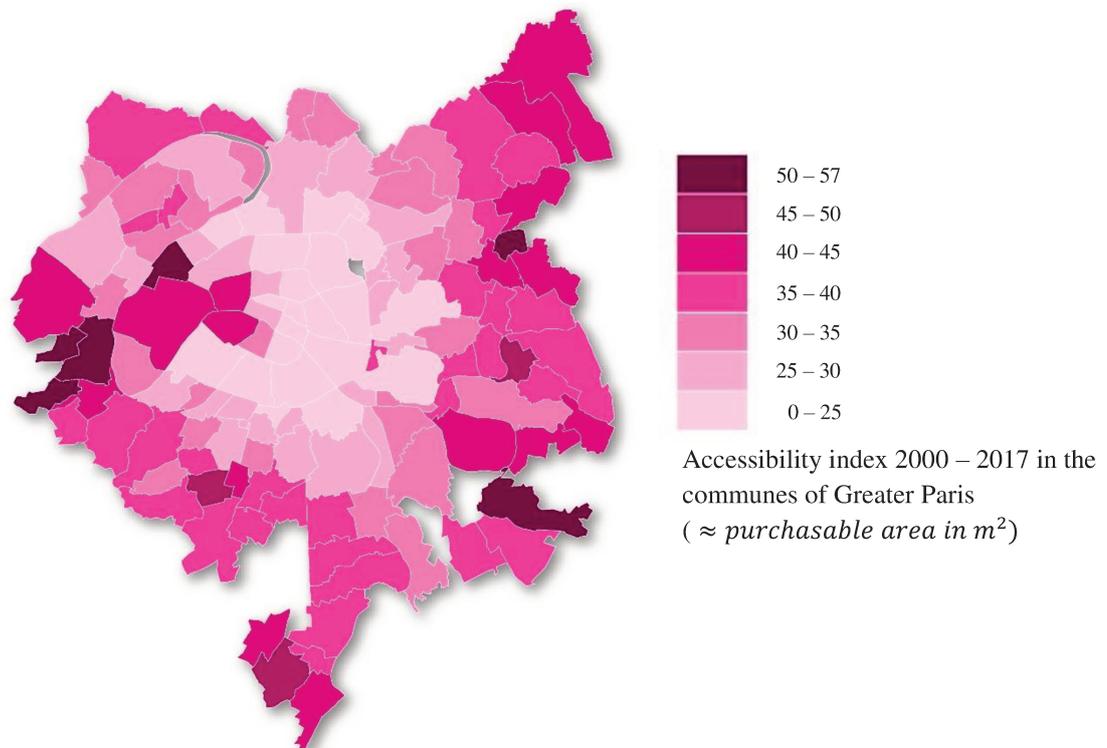
To illustrate this formula, we consider the example of the first district in Paris proper; the annual average income in 2017 in this commune is 60,376€, in the same year the cost of a dwelling in terms of years of income is 4.79 years, the average square meter housing price in the commune is 11,325€. The simplified accessibility index expressed as number of square meters purchasable by the inhabitant of the considered commune is:

$$Access_{Paris\ 1^{st}\ district, 2017} = \frac{60,376\text{€} \times 4.79}{11,325\text{€}} = 25.53\ m^2$$

So, according to the average income and the market conditions in 2017, inhabitants of the first district in Paris proper can purchase 25.53 m<sup>2</sup> within their commune.

In figure 4, we represent the average accessibility index per commune over the whole sample period, i.e. between 2000 and 2017. Almost all the Parisian districts have a low index, only residents of four of them can buy more than 30 sqm: the 6<sup>th</sup>, 7<sup>th</sup>, 8<sup>th</sup> and 16<sup>th</sup> districts. The rest are ranging between 18 sqm for the worst (20<sup>th</sup> and 18<sup>th</sup> districts) to 28 sqm for the best (17<sup>th</sup> district). Communes in inner suburbs performs better than Paris proper. Indeed, we immediately gain in average 10sqm of additional surface if we move to communes of inner suburbs. In the communes of *Hauts-de-Seine*, the average index is 36 sqm, followed by the communes of *Val-de-Marne* (34 sqm) and *Seine-Saint-Denis* (33 sqm). The remained communes are located in outer-suburbs. The first two behave more like communes of inner suburbs: *Argenteuil* (35 sqm) and *Bezons* (32 sqm). The five others located in the department of *Essonne* outperform in average the studied communes (42 sqm). However, one should keep in mind that exception exists, such as the case of *Neuilly-sur-Seine*, with 52 sqm purchasable by the residents of the commune, or *Ville-d'Avray* with 57 sqm purchasable by the residents of the commune.

**Figure 4.** Index of housing accessibility in communes of the Greater Paris area



In figure 5, we can see the dispersion of the studied communes according to their indices in 2017 and their long-term variation expressed in absolute terms of won or lost square meters between 2001 and 2017. The size of the markers (bubbles) represents the initial index in 2001; the smaller is the marker the smaller area was purchasable in 2001. The figure is split into two different representations;

The first one figure 5-a illustrates the price variation within the communes. Two colors are represented: dark orange for communes where price variations were above the median (+148.7% between 2001 and 2017), and light orange for communes where price variations were under the median. This graph shows that:

- The bulk of communes that had initial purchasable surfaces under 30 sqm deteriorate with an average of 1.5 lost square meters.

- At the same time, these communes experienced very important variations of prices, which at worst more than doubled between 2001 and 2017 (between +148% and +268%).
- In the contrary, communes with higher initial purchasable surface above 40 sqm have experienced improvements in their indices, with an average gain of 5.58 square meters.
- This gain was naturally accompanied by moderate variations of prices (between +68% and +148%) compared to the first group of communes (those prices variations were above +148%).

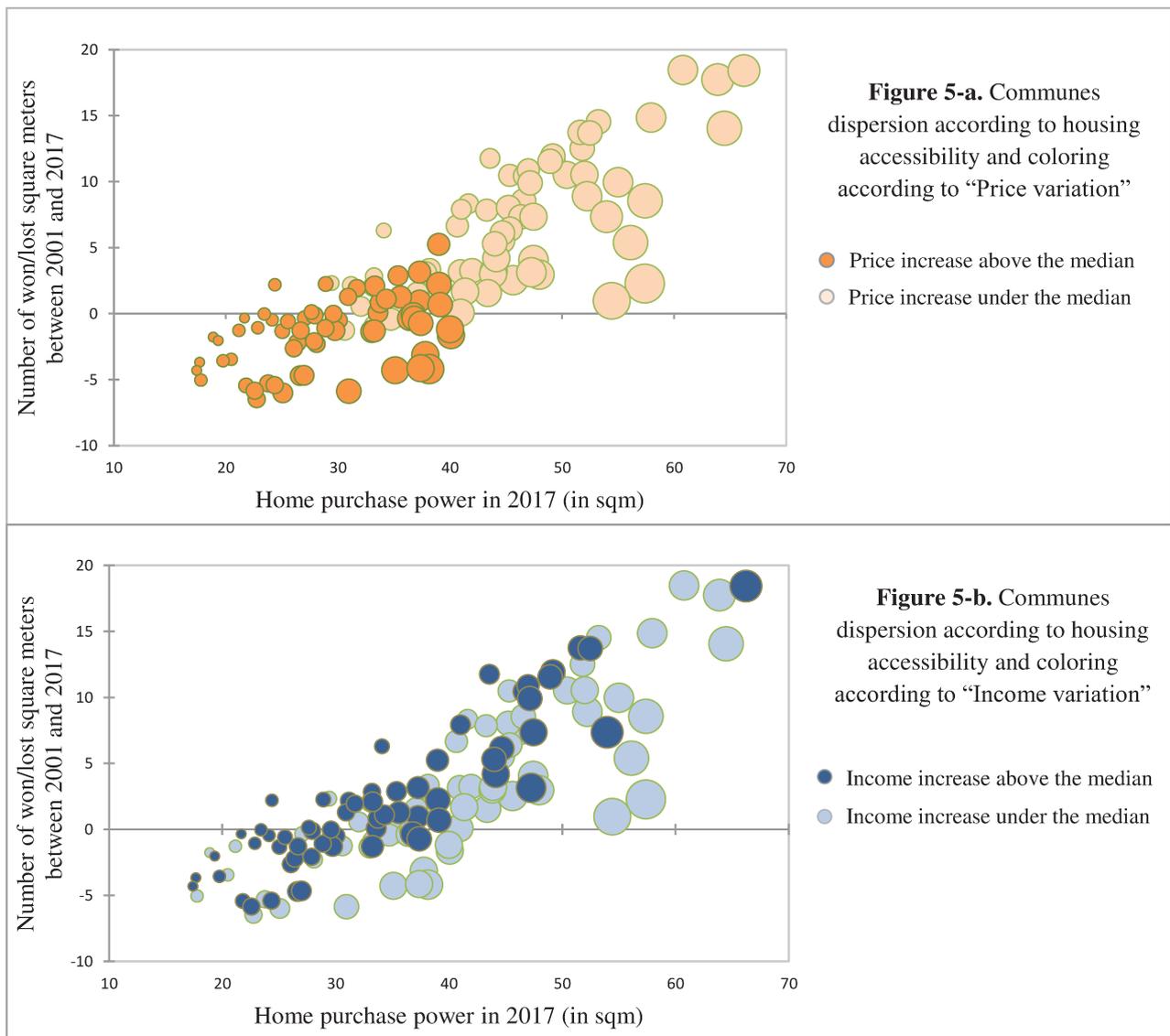
Altogether, initial smallest areas with high variation of prices lost home purchase power and initial bigger areas with moderate variation of prices gained home purchase power.

The home accessibility is also defined by the average income in the communes. So, when the index goes up, it means that either the prices have fallen, or the average income in the commune is getting higher.

The second figure 5-b shows same results as the figure 5-a but with a color representation of income variation between 2001 and 2017 instead of price variations. Results are not as conclusive as the previous. However, we can notice that many communes with the initial smallest index (under 30 sqm) and the highest increase in prices, experienced also the highest increase in average income (dark blue markers). All the communes with a current index between 30sqm and 40sqm that experienced a positive growth in their indices between 2001 and 2017, also experienced very important increase in prices and in incomes. Results are mixed when it comes to communes with current indices higher than 40 sqm.

To conclude, what really makes the housing accessibility vary over the studied period is the housing prices rather than the economic factor (the average income).

**Figure 5.** Communes of Greater Paris area dispersion according to home purchase index level and evolution



- **Vacancy rates:**

Evaluating the vacancy in the housing market is a key element to develop investment strategies such as location choices. Actually, vacancy rate is a measurable indicator of a complex phenomenon that might be not observable and beyond this that lacks in consensus: the adequation between housing supply and demand, and thus the risk

of not generating regular cash flows based on the rental side of a buy-to-let investment. As rental market vacancy data is unavailable, we consider the vacancy rate on the overall stock of dwellings, produced by INSEE, as a proxy of the vacancy on the rental market<sup>52</sup>.

If it is around 7%<sup>53</sup>, it is considered as the average vacancy that corresponds to the required time for the rotation of tenants.

If the vacancy rate is too low, it means that there is an abnormality in the rotation of tenants, due for example to economic instability, a wait-and-see attitude or simply to the tightness of the housing market. In our opinion, from an investor perspective, this is mainly a sign of a barely satisfied demand, with a delicate balance between supply and demand, that might topple into mismatch.

On the contrary, when the vacancy rate is high, it could mean either that the supplied market is inadequate to the demand and is potentially coupled with a particular territorial context (lower density, declining demographics, dual territories redevelopment leading to overinvested areas and abandoned areas, etc.), or that the housing market physical conditions are not favorable<sup>54</sup> (poor quality of buildings, lack of maintenance, etc.).

---

<sup>52</sup> This choice would appear open to criticism in a number of respects. One of them is the confidence in the methodology of the data collection. For instance, according to the report of INSEE « *Le nouveau mode de recensement - élaboration à travers les tests* », the number of vacant houses may be overestimated, « *Les enquêteurs ont constaté quelques problèmes de localisation de logements et des erreurs dans la catégorie de logement : une part non négligeable des logements qualifiés de vacants sont en fait des résidences principales* ».

<sup>53</sup> Observation drawn from the position paper « *Mesurer la vacance pour évaluer les tensions sur les marchés du logement* », SESP (Service économie, statistique et prospective du ministère de l'écologie, du développement et de l'aménagement durable), 2006. And « *La vacance de logements : entre constat alarmant et potentialités de renouvellement urbain, l'enjeu de l'attractivité territoriale* », final thesis of Simon Pheulpin, 2011.

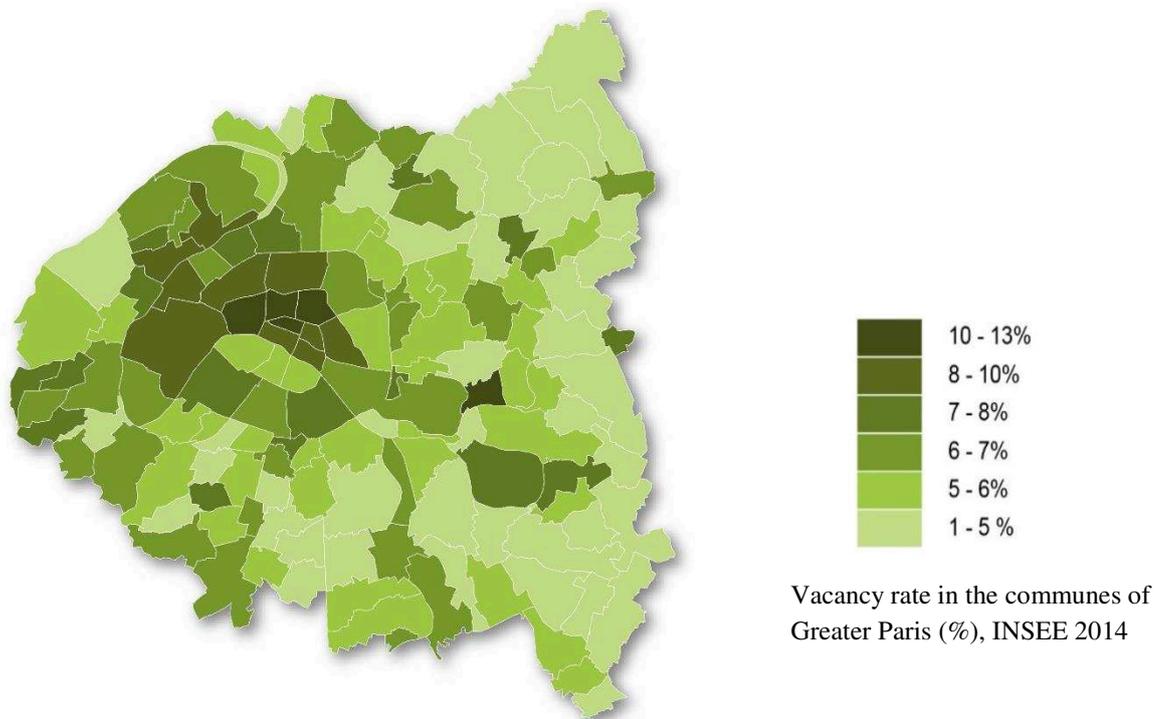
<sup>54</sup> As stated by the Mayor of Paris, Anne Hidalgo « *Une large partie de ces logements est aujourd'hui inoccupée faute de travaux de remise en état et de remise aux normes* ». The introduction of the financial incentive "Multi'loc" to encourage homeowners and tenants to do renovation work, is a measure to reduce the housing vacancy due to poor housing physical conditions.

In our opinion, investors should prefer in all cases a low to “standard” vacancy rate, insuring this way being in a market characterized either by an important housing demand or a good rotation of tenants. This would participate to the lowering of vacancy risk and cash-flows irregularity.

In figure 6, we represent the vacancy rates in the communes of the Greater Paris area.

We notice that communes in the inner suburbs are less concerned with vacancy than Paris proper. This might be explained by the fact that the rental market in Paris proper is more important (in terms of volume) than in the suburbs, thus requiring more frictional vacancy. Also, housing stock in Paris proper is older compared to the suburbs characterized by more recent dwellings, which makes it more subject to obsolescence related vacancy due to its necessity to be refurbished (as stated earlier) or even destructed. This is not surprising since the conclusion of the study of SESP (“*Mesurer la vacance pour évaluer les tensions sur les marchés du logement*”, 2006) stipulates that one of the most important characteristics of vacant dwellings is the age of building (more than half of vacant housing were built prior to the second world war).

Communes inhabited mainly by homeowners, so with lower mobility rate, have the lowest vacancy rates (communes in the west side of the Greater Parisian region, which also perfectly corresponds to the highest rate of ownership presented above in figure 3). The average vacancy rate is around 6% in the studied communes, which is in line with the commonly accepted threshold. The highest is in the second district of Paris (12.6%) and the lowest is in *Le Plessis-Tréville* (1.79%).

**Figure 6.** Vacancy rates within the communes of the Greater Paris area

### 3.2. Paris 2024: Impacts of staging the Olympic and Paralympic Games

Paris is experiencing a particularly opportune moment; 100 years after its last Games in 1924, Paris is awarded for the third time the Olympic and Paralympic Games in 2024. This represents a tremendous opportunity for Paris and its surroundings to confirm and to increase their attractiveness in a number of areas.

In this context, several studies have sought to analyze the impacts of major events including Games. For instance, Chalkley and Essex (1999) analyzed the effects of the Games on the urban environment of the various host cities in the modern Olympic period (1896 – 1996). They found that this mega event offers host cities the “possibility of fast track urban regeneration, a stimulus to economic growth, improved transport and cultural facilities, and enhanced global recognition and prestige”.

Harvey (1989) argued that the hosting cities have an opportunity to start a reimagining process. Indeed, past experiences highlighted the role of this world's major sporting event as a tool for urban regeneration for host cities by giving them a global media exposure, an enhanced image and marketing, the opportunity for infrastructural investments and environment improvements, along-side opportunities to fund this urban regeneration; yet generation of benefits that outweigh preparation cost remains one of the key challenges for the host city, as well as the transformation of general benefits to sustainable long term legacy.

With respect to the latter and giving the importance placed on the impact of legacy by all the stakeholders (politicians, bid committee, IOC, etc.), there has been a growing number of studies covering this topic. The earliest ones focused mostly on the economic aspects of Games (Economics Research Associates (ERA), 1984; Crompton, 1995; Daniels and Norman, 2003).

Then studies covered a wider range of topics that can be classified into six categories (that probably overlap a lot in our opinion) according to the literature survey done by Brown and Massey (2001): sport participation and development, tourism, social impact, economic impact, urban regeneration and legacies. The latter category can actually encompass all the previous categories, since it captures the value of sport facilities and public improvements that are turned over the communities or sport organizations after the Olympic Games<sup>55</sup>. Examples of legacies range from the most recognized tangible ones (sports facilities, urban planning, housing, etc.) to intangible ones such as enhanced international reputation, increased tourism, increased temporary or permanent employment, additional experience to host and to manage mega events, renewed community spirit, more inclusive society, etc. No

---

<sup>55</sup> Definition of legacy by the International Olympic Committee, IOC.

matter what, the legacy vision should always serve the long-term interests of local communities within the host city (according to the International Olympic Committee).

In our case, the host cities Paris and particularly Saint-Denis (and the whole department of Seine-Saint-Denis) have already their own long-term urban planning regarding the renewal of their identity, the improvement of their landscapes, etc. Indeed, the long-term investments projects transforming the north of the Parisian area have already started approximatively two decades ago. In that sense, unlike the case of Barcelona (1992)<sup>56</sup>, hosting the Games in Paris acts more as a tool to accelerate the change<sup>57</sup> rather than to initiate it.

Added to that, 95% of the required infrastructure already exist (or will be temporary) in these two major host cities. Of course, host cities will carry out important renovation and improvement of existing infrastructure (such as resizing of venues, meeting the latest international standards and the requirements of the IOC, etc.), which will contribute to a global improvement of the urban landscape and quality of life.

The establishment of new infrastructure is limited to the construction of the aquatics center and both the Olympic and media villages. They are the most important tangible legacies from which residents of the departments can benefit after the games. They are aligned with the needs identified by the Regional Development Strategy in the region of *Île-de-France*. For instance, the Olympic Village will cover an area of 50 hectares across the communes of *Saint-Denis*, *Saint-Ouen* and *l'Île-Saint-Denis*, resulting in at least 3000 housing units<sup>58</sup> that will be delivered and serve the densely populated areas where it is needed the most, supporting thus the existing development plans.

---

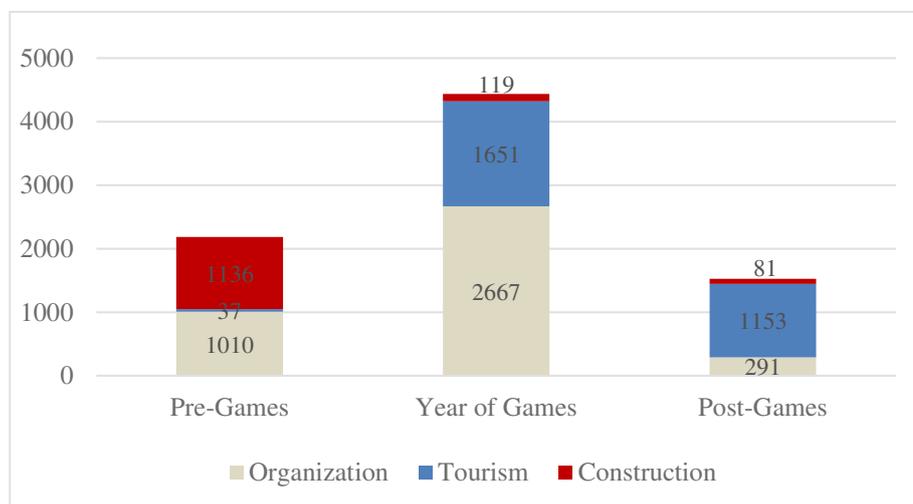
<sup>56</sup> According to Official Report of the Games of the XXV Olympiad “the Games acted as a catalyst in standing and completing the construction work that Barcelona needed”.

<sup>57</sup> For example, the mayor of the commune Bourget said that “thanks to the Games they won approximatively 15 to 20 years for the delivery of houses within their future eco-district”.

<sup>58</sup> More precisely the area will be provided with 2200 dwellings for social and non-social rental and acquisitions and 900 students’ apartments.

While the greatest socio-economic impacts of Games occur in general during the closest period to the event, housing and real estate impacts occur from the time that the bid is successful and when associated infrastructure's refurbishment and development start, involving in this way the construction sector, as well as housing prices and rents. For the construction sector, the Center of Law and Economics of Sport (CDES) estimates the overall economic returns of the Games around €8.1 billion, which include €1.3 billion coming from the construction sector mainly during the pre-event period (figure 7):

**Figure 7.** Anticipated economic impact of the Olympic Games in France (M€)



Source: JLL cabinet, "The Olympic Games Paris 2024", according to the average CDES scenario (Center of Law and Economics of Sport).

This is in line with the study of Brunet (1993b) that found that the construction sector best reflects the economic boom in Barcelona between 1986 and 1993, particularly with the stand out of construction during the three years prior to the Games (in terms of construction employment, consumption of construction materials, number of square meters constructed, etc.). Concerning the housing market, the impact of Games is quite poorly documented in literature (Brunet, 1993b; Cox et al, 1994; Hall and Hodges 1996; Ujdur, 1993; Wang and Bao, 2018; Wilkinson, 1994). Impacts on the housing sector are large and can be discussed as follow:

- Direct and indirect impacts<sup>59</sup>:

Intuitively, we can think that the effect on the housing market would be particularly notable in areas where the transformation of event's facilities into housing will occur.

The tangible legacy coming from the progressive transformation of event's facilities into housing represents the direct effect of Games on the housing sector.

The indirect effect on the housing sector would come from the general infrastructure development which contributes to enhance resident living conditions and well-being and involving in that way the host city as well as its surroundings.

- Impacts on the supply and demand sides:

The increase of residential activity and the global enhanced image of the host city and its surrounding attract private and public investments and cause people to move to these areas, creating thus a demand choc. As argued by Ujdur (1993), one of the main outcomes sought by real estate interests is to "raise the profile of the host area and create demand for residential accommodation".

On the other hand, the supply side can be positively affected by the additional supply of housing units (either social housing or for private home ownership), coming from the accelerated constructions prior to the event or the post event transformation into housing. In contrast, it might be negatively affected by the increasing conversion of rental properties into tourist related accommodation (Hall, 1992).

- Impacts on prices and rents

In the light of previous items, it is obvious that the housing market prices would be adjusted consequently. Hall and Hodges (1998) emphasized the effect of mega-sporting event on the house market and land values. They claimed that the construction

---

<sup>59</sup> We note here that some authors (Appert and Languillon, 2017) highlighted a third category of impacts: the "silent" impacts, which consist for example in the reallocation of investment from one real estate sector to another.

of event-related infrastructure can lead to a rise in rents and houses prices. Added to that, the possibility that Games lead to an increase in the construction costs cannot be denied, however its extent depends on the initial economic situation of the host country (Holger, 2004). This is why we believe that hosting the Games represents a significant factor, but it is certainly accompanied by other ones. Some past experiences confirmed that local housing market experienced a substantial price increase; Barcelona 1992 Olympics are a concrete example of a rapid and voracious revival of the housing market; according to Brunet (1993), the costs in the building sector in Spain rose by 52% in Catalonia and by 62% in Barcelona between 1985 and 1990, and the market price of new and pre-owned housing between 1986 and 1992 grew respectively by 240% and 287% in Barcelona.

The housing market in Rio is another example of price increase during the years before the Games 2016, although supported by the economic growth. In average, prices increased by 16% in the city center and by 50% in the seaside districts.

In our case, this increase in prices would be positively welcomed by home owners, but it might represent a major obstacle to homeownership for local low-income communities that are already facing problems to build their estate (i.e. the housing accessibility index presented in figure 3). However, according to French real estate experts, rather than a real boom in prices in the north of the Parisian region<sup>60</sup>, we will witness a catch-up effect (Jean-François Buet, president of the FNAIM<sup>61</sup>), just like the previous boost ensuing from the construction of the Stade de France in the commune of Saint-Denis (Bernard Cadeau, president of the “ORPI real estate agencies network”).

---

<sup>60</sup> More precisely in the departments of Seine-Saint-Denis and Val-d’Oise.

<sup>61</sup> Fédération nationale des agents immobiliers, FNAIM.

In the other hand, impact on rents might be more pronounced, particularly during the event, with the speculation effect of individuals to rent their homes to tourists<sup>62</sup>. But it is worth noting that the increase in rent may be more long-lasting, starting from the pre-event period due to the anticipation of homeowners and developers. For example, in the study of Malfas et al. (2004) we can see that houses prices rose by 7% in Sydney in 1998, and rents in the Sydney's Olympic corridor area increased up to 23% in the period 1997 – 1998 and the average increase during 1995 in Sydney was between 10 – 15% (Russel, 1995b).

- Impacts on low income inhabitants and future investors

Unfortunately, the same reasons that motivate a city to host a mega-event (reimaging, urban development, investors attractiveness, etc.) are also the same reasons that may result in an adverse effect on the host city's residents (Wilkinson, 1994). According to Appert (2012a), the social issues lose their priority when it comes to marketing and urban reimaging<sup>63</sup>.

The impacts of improvement and transformation of the host city are always amplified for lower socio-economic groups. Indeed, either they will take advantage from it, by enjoying a better place to live in while their properties are becoming more valued, or they will endure some of the drawbacks of staging the Games.

The first risk is the reallocation of local state resources from social welfare to imaging functions which may lead public spending on social programs (such as subsidized housing) to decrease (Mommaas & Poel, 1989).

---

<sup>62</sup> Particularly when Paris is defined as the most *Airbnb friendly* city in the world.

<sup>63</sup> « *A l'ère de l'image et du marketing urbain, c'est la transformation de la physionomie des lieux qui prime souvent sur la question sociale* », Appert (2012a).

Also, as said before, the rise in prices and rents is not equally welcomed by the investors and inhabitants. While the first ones enjoy the increased values of their estate, i.e. the increased potential capital return, the second ones might be forced to leave their initial “cheap” residential areas because of their economic circumstances and under the threat of subsequent gentrification (Cox et al., 1994; Hall, 1994; Wilkinson, 1994). This dislocation of communities already happened in different countries, for example 59,000 residents left Barcelona to live elsewhere between the years of 1984 and 1992 (Brunet 1993). The dislocation may not be a choice in some cases, such as in Calgary where more than 2000 people were temporarily or permanently evicted to make way for Olympic visitors (Olds, 1998), and more recently in Rio during the Games in 2016.

To conclude, as most of the studies during the pre-event period have tendency to emphasize the positive legacy, we do not forget that staging the Games is a big challenge for host cities but at the same time a great opportunity for them to have a long-lasting urban mark left. Indeed, hosting territories will undergo important beautification of existing infrastructures and the establishment of new ones. One of the most important infrastructures concerned by this upgrade is the transportation system, and the particular case of Paris is a prime example of this.

### **3.3. Grand Paris Express: the biggest transportation network in Europe**

In relation with the Games, transport is one of the key determinants for the success of this sporting mega event. The successful Parisian bid is a particularly good news as the Games would fit right into Greater Paris, the regional development plan for *Île-de-France*. The latter covers several fields, the one that interests us is the transportation network and its impacts on the housing market.

Actually, the Parisian region is already endowed with a dense and well-developed public transport network. Despite this, it is often saturated, which can be problematic for daily users. But when added to this, it comes to meet an increased need although transient i.e. during the Games in 2024, it becomes necessary and pressing to densify and to expand the existing transport network on the scale of the metropolitan area of Paris. The underway project of *Grand Paris Express* is an important step towards achieving this goal. This project was actually envisioned before the candidacy and acted as one of the key strengths of the Paris' candidacy. In return, it would probably be boosted by the Games, their opportunities, their requirements and imposed schedules.

More globally, *Grand Paris Express* is the physical manifestation of the rethink of Paris as a metropolis, through its public transportation network, which consists mainly of a ring route around Paris (line 15) and three lines connecting developing neighborhoods. It is also about the extension of existing lines, as well as the transformation and expansion of functionalities of stations. All in all, it is 200km of additional railway lines, 68 transformed stations, daily capacity of 2 million passengers and transport time cut down.

By developing such rapid transit lines across the whole of the metropolitan area, this project will facilitate the decentralization of Paris to its immediate surroundings; resulting in rebalanced territories in terms of population density, economic activity, etc. Of course, the local residential markets in the new metropolis won't remain insensitive to this territorial development. As a matter of fact, the territorial development contracts provide the construction of 70 000 dwellings each year until 2050 in the districts surrounding the stations, i.e. more than 2 million of new construction, which is equivalent to 25% of the existing stock. This is a key feature of the important metropolization of the area, which should be in line with the increase of demand for housing coming from increased urban population. However, the increase in prices is to some extent a likely consequence, which

represents a particularly good news for investors looking for capital gains. Indeed, the improvement of transport network by the implementation of new stations and the increasing of coverage bring benefits to nearby residents leading to a premium in both rents and prices (Yiu and Wong, 2005).

The subject has been intensively studied and evidences from many countries emerged; there is a relationship between the transport network and real estate properties values. Evidence come from US and Canadian studies (Bajic, 1983; Guiliano, 1986; Voith, 1991; RICS survey based on 150 studies, 2002) showing that properties close to the station have higher values than properties farther away. In UK, Cheshire and Sheppard (1995) found that the transport network has a great positive impact on land prices. In Hong Kong also, the availability of subway stations has significant positive price effects (So et al., 1997; Yiu and Wong, 2005).

Consistent with these findings, Debrezion et al. (2011) analyzed the impact of railway accessibility and services on the housing market of three metropolises in Netherlands. They found that the elasticity of housing prices to the distance to a railway station is significant and negative, meaning that the farther is the property located from a station, the more the price declines.

Some other studies found insignificant or counterintuitive effects of transport on housing prices (Lee, 1973; Gatzlaff and Smith, 1993; Dornbusch, 1975; Landis et al., 1995).

Globally, impacts may vary according to three main reasons (Debrezion et al., 2011).

The first reason is the level of rail service provided: frequency, connectivity, level and quality of facilities. The higher is the level of rail service, the greater impact is on the housing market (Debrezion et al., 2007; Cervero and Duncan, 2001; Bowes and Ihlanfeldt, 2001). According to this, one can expect a great impact of the future stations of the *Grand*

*Paris* on the housing market given their high level of service in terms of frequency, coverage, connectivity and offered services in situ.

The second reason is the identification of distinct impacts on residential and commercial properties values. Actually, the extent of the transport network impact is wider on residential properties while it is limited to immediately adjacent areas for the commercial properties. According to Dewees (1976), the impact of subway station on housing rents is within a radius of one third of a mile from the railway station. In France, real estate professionals usually consider the radius of 800m when studying the impact of railway station on the housing market (such the notarial studies).

The third reason for the varying impact is the neighborhood local conditions and environment. Actually, it is found that housing properties prices are more positively affected by the proximity to a station in low-income residential areas than in high-income ones (Nelson, 1998; Bowes and Ihlanfeldt, 2001).

It is noteworthy that the impact of transport network on housing prices arises from two situations: the existence of a means of transport nearby as well as the improvement of an existing means of transport. For both situations, the bulk of the previous studies focused on the impacts of transport network construction or improvement only once they were completed. Whereas, it is plausible that the stakeholders start to integrate the new element, i.e. the proximity to a future or renovated station, well before the project completion. According to Chau and Ng (1998) the expectation of transport improvement would be reflected in housing prices before the actual achievement of improvements. In Hong-Kong, this was also demonstrated in the study of Yiu and Wong (2005) who found that the expectations of improvement have been already capitalized into housing prices before the completion of the works. These findings can be corroborated by past and current experiences within the Greater Paris region.

Past experiences concern the case of communes that benefited from the implementation of a new railway station. According to the study of Colliers International<sup>64</sup>, the housing price increases in some districts are linked to the preceding improvements of their transport network. They confirm this point by observing the housing prices evolution in the three following communes:

- 13<sup>th</sup> *arrondissement* of Paris proper, and more precisely the district “*quartier de la Gare*” that witnessed the subway extension (*metro line 14*) in 2007;
- 19<sup>th</sup> *arrondissement* of Paris proper, with the opening of the new station *Rosa Parks* in the district “*quartier de la Villette*” in 2015;
- And the commune of *Montrouge* with the subway extension (*metro line 4*) in the city center in 2013.

In these newly connected districts or communes, housing prices grew by 46% in average between 2007 and 2017 (*Montrouge* +40%, “*quartier de la Gare*” +45%, “*quartier de la Villette*” +54%). Colliers International also compared these evolutions to some other communes of the Greater Paris area that did not necessarily benefit from transport network or connectivity improvement. They confirmed that the highest increase in prices were observed in the communes and districts recently served by a means of transport.

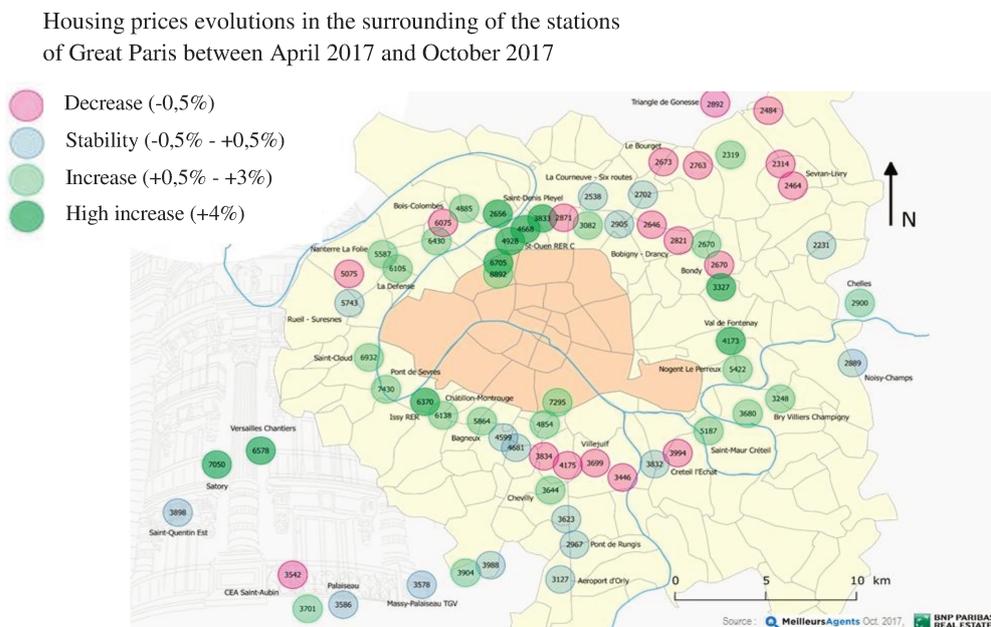
Concerning the current situation, one can see the impact of expected transport network improvements in communes such as Saint-Denis, which will host by 2024 the most emblematic station of Grand Paris Express. *Saint-Denis* appears to be an emerging housing market; prices already increased by 10.5% between 2016 and 2017, which represents the most important increase observed among the communes of the Seine-Saint-Denis department over this period. Figure 8 represents the evolution of housing prices surrounding

---

<sup>64</sup> « *Etude Investissements Grand Paris 2018 ; Grand Paris et Immobilier Résidentiel* »

the 68 stations in the Greater Paris region between April 2017 and October 2017. We can notice that most of the housing prices registered upward movements.

**Figure 8.** Housing prices' half-year-evolutions



Source: Meilleursagents.com, BNP Paribas Real Estate, housing price evolution between 04-2017 and 10-2017

To conclude, we can rightly expect that the residential market in the Greater Paris area would be impacted by the European biggest transport project. The arrival of *Grand Paris Express* will on one hand generate new urbanization in the surroundings of the stations of the new metro lines with the construction of 70,000 housing units per year. On the other hand, the improvement of the transport network will positively impact the new or renovated stations surroundings, this is accompanied by an increase in housing prices and rents. All these facts would decrease investments risks and improve capital return, which would contribute to increase the attractiveness for investors.

## 4. Data

This section seeks to present the asset classes we consider in our portfolios and a particular attention to the computation of returns is drawn. Actually, to achieve our primary goal of portfolio optimization, we need to construct total returns series for each different asset classes, using primary data sources. Whatever the asset class, we use the term total return to indicate the return on investment over the holding period. It is composed of two components: the capital return, which is the yearly change in the market price of the asset, and the income return, which is the income paid out on a regular basis. According to the asset class, it can be dividend, interest or rental income.

There are three main categories of asset classes:

- Fixed income / Interest rate products which consist of the monetary products (Treasury bond, *livret A*, commercial papers, etc.) and bond products (OAT, OATi, corporate bonds, etc.);
- Equity products which consist mainly of stocks;
- Physical assets, such as real estate assets and commodities.

These different asset classes do not have the same degree of risk and the interaction between them varies a lot. Therefore, we introduced in our portfolio an asset class from each of these three different categories to diversify the portfolio and to reduce its overall risk. The next sections include a detailed presentation of each asset class considered<sup>65</sup>.

### 4.1.Stocks

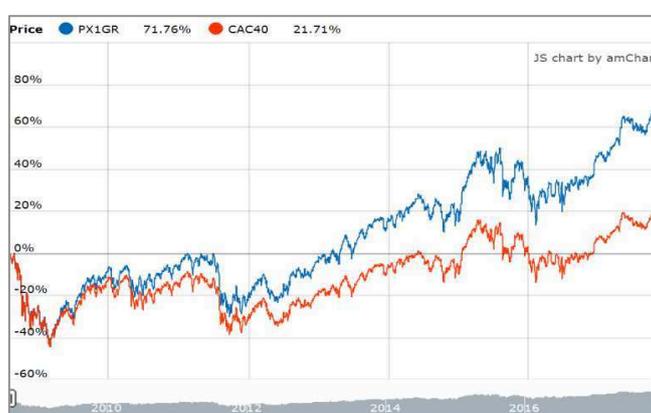
Stocks are generally considered as one of the riskiest assets, but they are expected to offer a higher return in compensation. In the study, the return of the French stock market is

---

<sup>65</sup> We make the choice of considering only one proxy for each asset class (except the direct housing asset), that furthermore remains within a local French context.

proxied by CAC40 index. It is made up of 40 French companies whose trading volumes are the most important. Usually, the value of the stocks of these 40 companies do not consider the dividend generated. However, we believe that the impact of dividend on the risk remuneration is not negligible. According to study of Allianz Global Investors, dividends constitute one of the main drivers of an equity investment performance. As we can see in the figure 9 below, the difference between CAC40 and the CAC40 GR is substantial and the fact of ignoring reinvested dividend could mislead investments decisions.

**Figure 9. CAC40 vs CAC40 GR**



Source : Euronext

In our case we use CAC40 NR (Net Total Return) which incorporates the net reinvested dividends. The annual total return has then 2 components: the dividend yield and the annual stock price appreciation or depreciation. Annual index from 1996 to 2017 is provided by Euronext<sup>66</sup>.

## 4.2. Bonds

Bonds are debt securities issued by governments, municipalities or companies. They are considered less risky than shares but have lower profitability also. Thus, the bond component in a portfolio acts as a risk regulator as long as it offers, even though modest but

<sup>66</sup> We could use the annual average prices in order to be homogeneous with the housing asset class return calculation, but instead, a more common approach was preferred: closing prices were used.

regular, returns to the stocks, with a small contribution to the risk level of the portfolio. The bond allocation and the choice of bonds types depend on the expectations of investors. However, according to their nature, bonds may be subject to various risks such as sovereign risk, inflation risk, interest rate risk, yield curve risk, exchange rate risk, etc. we experienced some of these risks with the structural shifts that have occurred since the financial crisis; some governments may not be longer considered as safe investments, and the low interest rate environment caps the upside potential of the bonds, provided that their values depend on interest rates. In this new context, bonds do not offer anymore the same performance neither the same diversification ability. This is challenging bonds investors in their strategies of portfolios construction. They need to re assess the potential profitability and risk of all bonds categories to which they have access. For our study, we consider the annual total return of the 10 years bonds of the French government<sup>67</sup>.

### 4.3.Cash asset

There are two common believes about the cash investment, either it is “king” as it provides liquidity and lowers the volatility of a portfolio, or “trash” as it provides very low returns, particularly in these recent years characterized by a low interest rate environment. The cash asset encompasses various types of money market instruments. In this study we use the Euribor 3months as proxy of the cash asset, which is provided by *Macrobond*.

---

<sup>67</sup> The series is initially provided by *Macrobond*, and the computation of total return series is provided by BNP Paribas Real Estate.

## 4.4. Housing asset

### 4.4.1. Presentation of the data bases

The physical residential markets in 150 communes in Paris and the Parisian first ring suburbs are considered as potential asset classes. More precisely, investors can buy (either to occupy or to let) collective housing in one or several communes. In order to consider this particular asset class within a multi-asset portfolio, we need to compute the total return of housing in these communes. For that purpose, two different data bases were used.

The first one was provided by the chamber of Notaries in *Île-de-France*. It contains the average annual sale price for collective housing in each one of the 150 communes between 1996 and 2017.

The second one was developed from the data delivered by CLAMEUR (*Connaître les Loyers et Analyser les marchés dans les Espaces Ruraux et Urbains*), a private observatory of the rental market in France. It gives, among other things, annual rents level in all the French cities between the years 2000 and 2017.

Then, the data processing mostly consists in data clean-up, by excluding communes with missing data, and harmonization of observations data periods, by aligning all the data over the period 1996 – 2017.

Concerning the rental market, as rents series start only from 2000, we thought about a methodology that allow us to have a longer time series of data. This was possible thanks to OLAP (*Observatoire des Loyers dans l'Agglomération Parisienne*), a public observatory of rental market which is specialized in Greater Paris area and provides valuable information about rents in Paris since 1991.

Applying the annual variations of the Parisian rent series between 1996 and 2000 to all communes rent series, we could extend the rental data base to 1996, avoiding therefore the reduction of the size of our whole data base in order to match this initially shorter data.

Finally, we end-up with 127 communes that give the opportunity to invest in, and for which the calculation of the total return for the whole period is possible.

#### **4.4.2. Housing total return computation**

There is a widespread practice of considering a decomposition of real estate returns into income returns and capital appreciation returns (Graff and Cashden,1990). Based on this idea, housing asset was represented in this study by specifically constructed annual total return from 1997 to 2017. It is the sum of capital return and rental return. Before detailing the computation, it is worthy to point out the lack of detailed time series data on housing prices and rents, for the period of the study, at a low geographical unit level, at a more significant frequency than what we found. To our knowledge, only one French study built a total return data base for the Parisian region (Grégoire et al, 2010). In this study, authors had access to reliable individual local information. They were able to describe the pattern of both income and capital returns. They also demonstrated the heterogeneity in prices, rents and returns between areas in the Parisian region.

It is worthy then to point out the lack of standardization in the measurement of housing return. This is due to the multitude of considerations that have to be made when computing the two components of the total return series.

Montezuma (2003) provides us with a non-exhaustive list of elements that can lead to diverging total return estimation methodologies. First, risk premiums, such as

illiquidity or marketability premium, may or may not be involved in the measurement of housing return. Second, the rental return may be estimated under different assumptions. For example, the use of a rental index or a fixed rent-to-value ratio, the consideration of net rents or gross rents, by including or not vacancy rates while assessing the income flows, etc. Third, the investment in housing asset class may be done through securitized or unsecuritized properties, it may be done also in collective or individual housing, etc. The last but not the least, to evaluate the capital return, one can rely on different index types; it could be an appraisal index, a transaction-based index, a hedonic index, etc. All these methodologies lead to different housing prices indexes, which would have a significant impact on the characteristics of the capital return series and thus on the total return series. In our case, the housing total return for each of the 127 communes is computed as follow:

$$\begin{aligned} \text{Housing total return}_t &= \text{Rental return} + \text{capital return} \\ \Leftrightarrow HTR_t &= \frac{R_t}{P_t} + \frac{P_t - P_{t-1}}{P_t} \end{aligned}$$

Where  $R_t$  is the average level of rent per square meter in a commune during year  $t$ , and  $P_t$  and  $P_{t-1}$  are the average transaction prices per square meter in a commune during the years  $t$  and  $t-1$ .

Because of missing operating expenses, managing cost of housing portfolio and measure of potential vacancy rate impact on the level of renting income, we did not consider these measures in the computation of housing total returns. As we do not have enough information that allow us to discount locally the different housing returns, we preferred to consider the housing gross total return instead of applying the same constant discount rate to all communes. This was done for example in the study of Hoesli and Hamelink (1997). For operating expenses, they subtracted 150 basis points from the rental return in two swiss housing markets.

#### 4.4.3. Clustering of the communes in Greater Paris area

In this study, the physical residential markets in 127 communes in Paris and the Parisian first ring suburbs are considered as potential asset classes. However, the significant number of communes would make the analysis and the graphic representation laborious. Furthermore, among these 127 residential markets, some have characteristics in common, either structural or conjunctural, which makes them quite homogeneous and thus comparable from an investor stand point.

Given these two reasons, we simplified the analysis by clustering the 127 communes into five groups of homogenous communes, using the Ascending Hierarchical Classification (A.H.C). This iterative classification method is one of the most popular methods. It calculates dissimilarities between objects, before grouping the ones that minimize an agglomeration criterion selected and maximize the intergroup variance. This progressive grouping of a large data set produces a binary clustering tree, called dendrogram, which allow us to visualize the nodes and hierarchy of partitions, so that we can truncating the tree at the level we choose in order to get a suitable number of classes. In our case, the grouping of the 150 communes is based on 8 variables belonging to three different sets:

- Housing market fundamentals:

As housing market moves through cycles, an astute investor takes advantage from this cyclicity by diving into the market during bust periods and selling during growth periods, with substantial capital gain. Knowing that the housing market varies markedly also over space, and local markets do not necessarily cycle together, it is important to group the communes that follow the same pattern of prices and rents evolutions, in order to find out when and where are the worthy investments opportunities. We also add a variable relative to the market depth (the

stock), measuring the number of housing units in each commune. The latter factor is very important because risk averse investors favor always deep enough and liquid markets.

- Housing market dynamism:

It is crucial to look closely at the dynamism of a given commune when deciding whether or not to invest in this particular commune. The dynamism can be measured by several factors such as the GDP of the commune, the existing and future infrastructures, the public transport network, the unemployment rate, etc. In our case, since we are considering investment opportunities in the residential market, we should carefully assess the viability of a housing investment through the demand levels in the 127 communes. For that purpose, we looked at factors that are directly linked to the demand of housing. According to previous research, demand of housing is driven by the size of the total population, and their solvency (approximated by their income).

- Investors standpoint:

As each investor has his own appreciation of the optimal risk-return balance, it is important for them to have a clear vision of these two elements. By grouping comparable communes on the basis of the housing total return and risk (on top of all other factors mentioned above), we give them the opportunity to invest alternatively in a commune or in a group of communes, according to their sensitivity to risk, to their available resources, and their willingness to be geographically diversified without taking more risk than they would take if they were investing in only one commune.

The table 1 below gives a detailed presentation of the data and the sources, and the five groups obtained are represented in the figure 10<sup>68</sup>.

For each group we need to calculate the total return series. For that purpose, we weighted each commune's total return by a size factor that indicates its weight within its group. The size factor selected is the stock in the commune, such that a total return of a group in year  $t$  is computed as follow:

$$\text{Housing group total return}_t = \sum_i^n HTR_{it} \times \frac{Stock_{it}}{Stock_t}$$

Where  $HTR_{it}$  is the housing total return in a commune  $i$  during the year  $t$ ,  $Stock_{it}$  is the total number of dwellings (collective housing) in a commune  $i$  during the year  $t$ , and  $Stock_t$  is the total number of dwellings in the group of  $n$  communes.

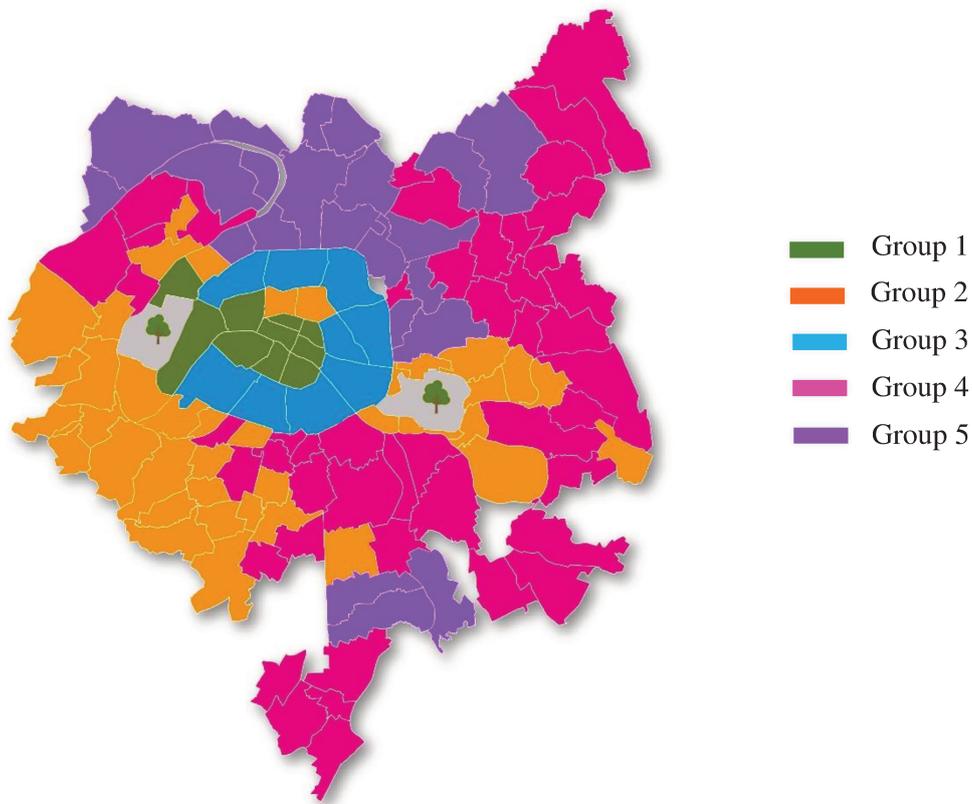
---

<sup>68</sup> A detailed presentation of the groups is available in table 1 in the appendix.

**Table 1.** Description of the variables used in the A.H.C

<b>Variables</b>		<b>Description</b>	<b>Source</b>
<b><u>Housing market fundamentals</u></b>	Price	Annual prices of collective houses between 1996-2017 in 150 communes	- The chamber of Notaries in Île-de-France
	Rent	Annual rent of houses between 2000-2017 in 150 communes, completed by the index of rent in Paris between 1996- 2000	- CLAMEUR ( <i>Connaître les Loyers et Analyser les marchés dans les Espaces Ruraux et URbains</i> ) - OLAP ( <i>Observatoire des Loyers dans l'Agglomération Parisienne</i> )
	Stock	Numbers of collective houses in 150 communes in 2009 and 2014 & annual number of households between 1996-2017	- INSEE ( <i>Institut National de la Statistique et des Etudes économiques</i> ) - DGFP ( <i>Direction Générale de la Finance Publique</i> )
<b><u>Housing market dynamism</u></b>	Population size	Annual population size between 2000-2014 in 150 communes, completed by annual population size at a departmental level between 1996-2000, and 2014-2017	- INSEE ( <i>Institut National de la Statistique et des Etudes économiques</i> ) - OXFORD ECONOMICS
	Income	Annual medium income in 150 communes between 2003-2015, completed by annual medium income at a departmental level between 1996-2002 and 2016-2017	- DGFP ( <i>Direction Générale de la Finance Publique</i> ) - OXFORD ECONOMICS
<b><u>Investors standpoint</u></b>	Total return	Annual total return between 1996-2017 in 150 communes composed by capital gain & income return	- The chamber of Notaries in Île-de-France - CLAMEUR - MACROBOND - BNPPRE calculation
	Risk	Variance and standard variation of the annual total return in 150 communes	
	Sharp ratio	The excess residential return in 150 communes over the yield of OAT 10years adjusted to their risks.	

**Figure 10.** The clustering of the 127 communes in five groups of communes



The detailed list of the communes within the five obtained groups is available in table 1 in the appendix. We describe the obtained groups and give some statistical information about the centroids of each group (table 2), as well as the hierarchy of the groups according to each variable used (figure 11).

Group 1:

Group of densely populated communes, composed of central Parisian districts and one western commune adjacent to Paris (Neuilly-sur-Seine). The urban fabric and the built heritage are mainly composed of Haussmann-style buildings. Average housing prices in these communes are the highest ones among the five groups. The average annual income is the highest among the five groups, and is well above the national average.

Group 2:

Group of suburban communes, located mainly in the middle and south part of Hauts-de-Seine and the north of Val-de-Marne. These communes have a high value-added economic structure. Housing in this group is the most expensive after housing in Paris proper (groups 1 and 3). The incomes in these communes are the second highest incomes compared to other groups.

Group 3:

Group of densely populated communes, it has the most important stock of housing as well as the highest population size among the five groups. It is composed by peripheral Parisian districts. Popular or formerly popular Parisian districts, the urban fabric is made up of former industries, mostly converted to housing. These districts are undergoing the phenomenon of gentrification. Average housing prices in this group are the second highest. The average annual income is third ranked among the five groups.

Group 4:

Group of suburban communes mainly located in the eastern suburbs (eastern area of Seine-Saint-Denis and south of Val-de-Marne) with some exceptions from the department Hauts-de-Seine. The communes of this fourth group are the less populated ones and their stock of housing is the second less important. Their pavilion urban fabric is thus not dense but it is very urbanized. The socio-economic composition of the inhabitants is very heterogeneous. However, in average this group have the second lowest income compared to other groups.

Group 5:

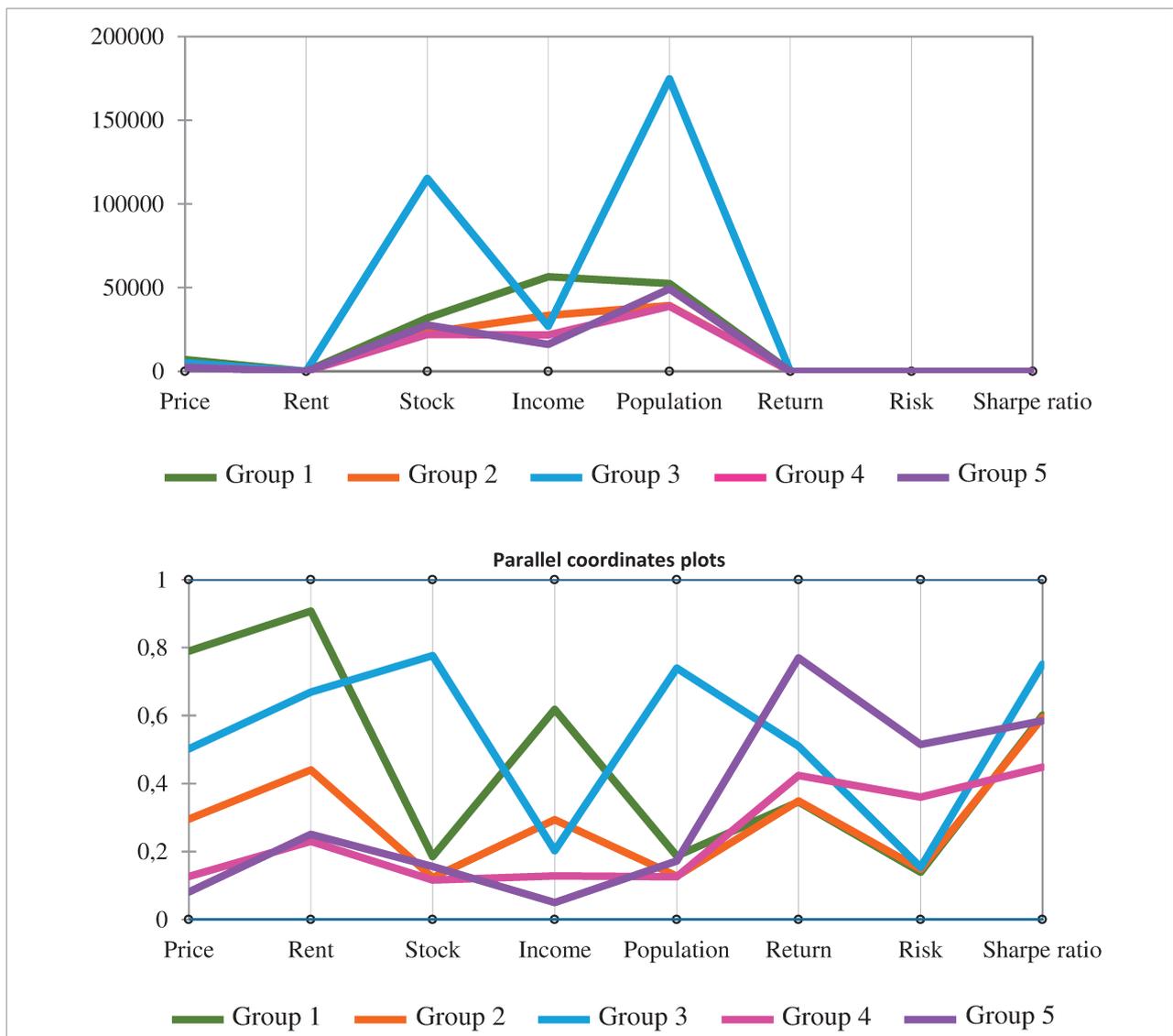
The last group is composed mainly of communes located in Seine-Saint-Denis. They are very industrial communes and concentrate the majority of the industrial

equipment of Ile-de-France. Housing in this group is the most affordable compared to other groups. The urban fabric is dominated by individual housing. Average earnings in this group are the lowest.

**Table 2.** The five groups' centroids for the eight descriptors used in the A.H.C

Group	Price	Rent	Stock	Income	Population	Return	Risk	Sharpe ratio
1	7,098 €	22,9 €	31,810	56,524 €	52,525	11,09%	7,01%	1,088
2	3,717 €	16,0 €	23,085	33,442 €	39,318	11,11%	7,08%	1,082
3	5,129 €	19,4 €	115,291	26,925 €	174,740	12,08%	7,11%	1,214
4	2,564 €	12,9 €	22,062	21,687 €	38,883	11,56%	8,50%	0,962
5	2,249 €	13,2 €	27,733	16,113 €	49,296	13,65%	9,55%	1,079

**Figure 11.** The five groups' profiles according to the eight descriptors used



## 5. Analysis and results

In this section, we first compare financial and housing performances. The housing asset is represented by the five groups identified above in this study using the A.H.C technique. Then a correlation analysis follows. It enables us to state the extent to which French housing asset returns are correlated with movements in the returns of other assets, assessing therefore the validity of the key argument of considering housing as a diversifier within a mixed asset portfolio. Finally, the hedging ability of housing asset as well as other financial assets against inflation is discussed.

### 5.1. Risk-return profiles

Table 3 reports summary statistics of total returns for stock, bond, cash and housing assets over the interval 1996 through 2017. The period is specific because it coincides with two particular phenomenon that may cause housing prices increase: the pre papy-boom period (from 1996 to 2006) and the metropolization process which took over (with the objectives of the SDRIF<sup>69</sup> and the creation of the Grand Paris).

Thus, and in accordance with some earlier findings in the empirical literature, results indicate that the housing asset in the Greater Paris area outperforms all the financial assets. The five groups exhibit the highest average returns and their standard deviations are far closer to those of bond than those of stock. This means that approximately for the same level of risk, housing offer a much more interesting return than bond (return levels 11.9% in average vs 5.5%). On the other hand, for approximately the same level of returns, stock is much riskier than housing (standard deviation levels 22.5% versus 7.5% in average). Actually, stock constitutes the riskiest asset as measured by the standard deviation. This should have implied a greater level of stock return in order to compensate the risk taken.

---

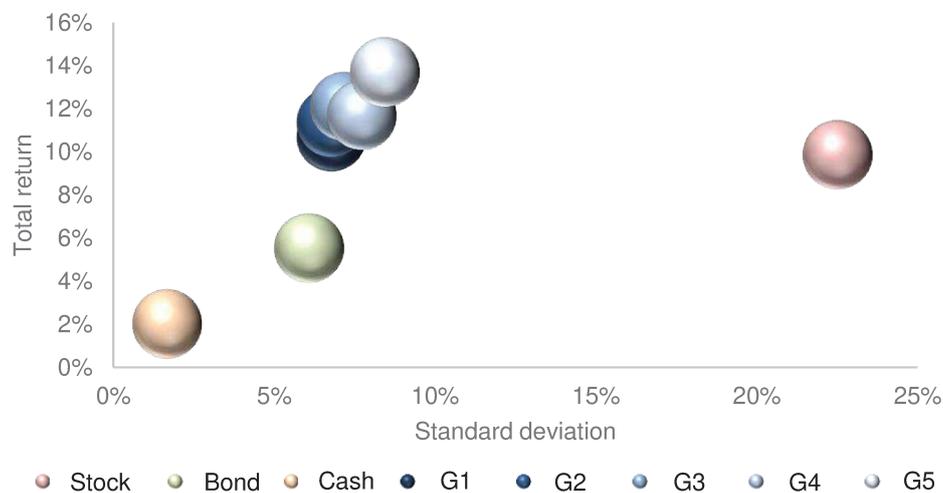
<sup>69</sup> « Schéma Directeur de la Région d'Île-de-France »

But, this was not the case; the average return of stock is even slightly lower than housing and higher than those of bond and cash. The latter exhibits the lowest return and risk measures. The risk-returns profiles of all considered assets over the sample period 1997 – 2017 are represented in figure 12. The historical Sharpe ratios ranks the housing asset far above other financial assets.

**Table 3.** Summary statistics of total returns on various asset classes, 1997 - 2017

	Stock	Bond	Cash	Group 1	Group 2	Group 3	Group 4	Group 5
Mean	0.0986	0.0553	0.0201	0.1069	0.1135	0.121	0.1168	0.1369
Standard deviation	0.2252	0.0609	0.0168	0.0679	0.0679	0.0719	0.0773	0.0845
Sharpe ratio	0.2975	0.3716	0.8001	1.2171	1.2474	1.1244	1.1386	1.2630
Median	0.1194	0.0551	0.0215	0.1211	0.1211	0.1295	0.114	0.1408
Minimum return	-0.4033	-0.0702	-0.0032	-0.0099	-0.0091	-0.0007	0.004	0.009
Maximum return	0.5414	0.1624	0.0485	0.2146	0.2177	0.2191	0.2695	0.3061

**Figure 12.** Average annual total returns and volatility measures of various asset classes



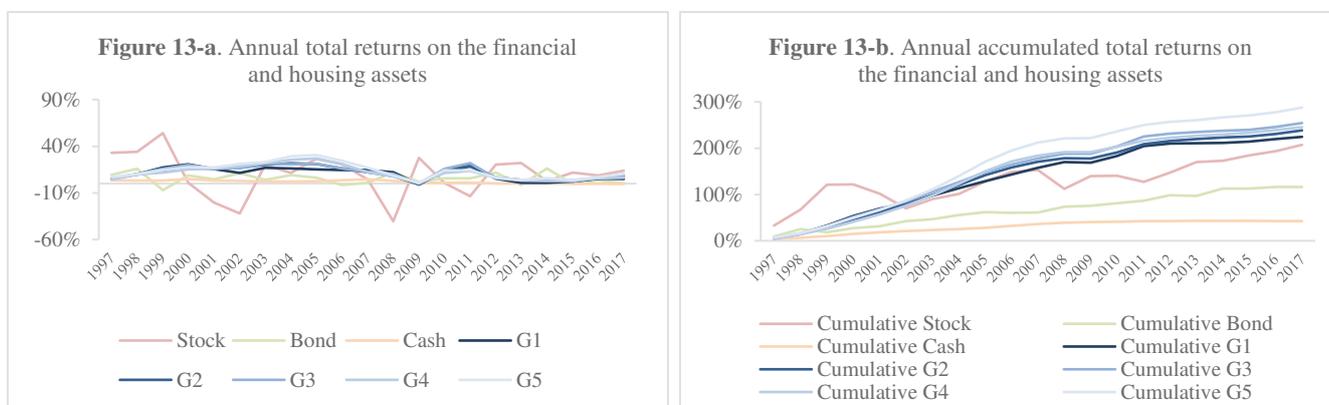
The total return series of stock, bond, cash and housing are plotted in the figure 13-a below. We can clearly see the stability of cash in contrast to the high volatility of the stock market. This indicates for example that housing returns were not always higher than stock returns and illustrates the importance of the analysis period. Over a shorter period for example from

1997 to 1999, the stock market produced better returns than did the residential property. More generally, the figure 13-b depicts the accumulated total returns of the considered assets. It shows that in term of return levels, bond and cash performed relatively poorly compared to all other assets.

The figure 13-b shows additionally that prior to the financial crisis, the stock market and residential property returns were closely competing. We can also notice that the five groups of communes are fairly homogeneous and have all experienced a stable and almost continuous positive growth over the sample period.

Among the housing assets, the fifth group has stood out since 2003. This group includes communes such as *Saint-Denis*, *Saint-Ouen*, *Montreuil*, *Villeneuve-la-Garenne*, *Ivry-sur-Seine*, etc. All these communes are gentrifying progressively. They are characterized by their proximity to the Parisian inner city, as well as their fast-changing environments. Residential prices, even though increasing year after year, are still affordable. Rents are meanwhile close to those of more expensive cities. This results in a very interesting income return in conjunction with an increasing capital gain.

**Figure 13.** Annual total returns and annual accumulated total returns of various asset classes



## 5.2. Diversification potential - Correlation of returns

From a mean-variance perspective, the housing asset seem to be very appealing as compared to financial assets. However, according to some authors such as Goetzmann and Ibbotson (1990), the correct assessment of the expected return and risk of real estate to the allocation decision is not very important, considering its very low correlation with other financial assets. In other words, real estate may present relatively low returns and a high volatility, as long as it is not or weakly correlated with other assets, it would always occupy a significant percentage of an optimal investor portfolio. Thus, correlation seems to be one of the key arguments for including an asset within a multi-asset portfolio and determines the amount of risk reduction achieved through diversification. The closer the correlation between two assets is to -1, the greater the diversification benefits. These benefits diminish with increasing correlation coefficients and disappear when the correlation coefficient is equal to one (Pearson 1895, Hoesli et al., 2004).

In table 4, we present the correlations between stock, bond, cash and five groups housing assets total returns over the sample period 1997 – 2017. Stock exhibits negative correlation with bond (-0.37) and a very low negative correlation with cash (0.05). Bond and cash are weakly but positively related. Yet, none of these correlations are statistically significant. Correlations between the five groups housing returns and the stock return range from -0.21 to -0.08, while the five groups housing returns exhibit a near-zero correlation with bond (correlations range from -0.0078 to 0.01). This low-to-negative link observed between the housing returns and stock and bond is broadly stated in the empirical literature. It indicates that adding residential property in a multi-asset portfolio would increase its efficiency. On the other hand, it appears to be a positive and significative relationship between cash and housing (correlations are between 0.49 and 0.65). In the meanwhile, correlation between housing asset groups is highly and significantly positive. However, even though there is no

clear divergent housing sub-market, we notice that the first group (the core group constituted mainly by central districts of Paris proper) is slightly less correlated to groups four and five (77% and 75%).

**Table 4.** Correlation between various asset classes returns, 1997 – 2017

	<b>Stock</b>	<b>Bond</b>	<b>Cash</b>	<b>Group 1</b>	<b>Group 2</b>	<b>Group 3</b>	<b>Group 4</b>	<b>Group 5</b>
<b>Stock</b>	1							
<b>Bond</b>	-0.3705	1						
<b>Cash</b>	-0.0529	0.0582	1					
<b>Group 1</b>	-0.2109	-0.0379	0.6560*	1				
<b>Group 2</b>	-0.1638	0.0159	0.5339*	0.9023*	1			
<b>Group 3</b>	-0.1998	-0.0078	0.5454*	0.9484*	0.9851*	1		
<b>Group 4</b>	-0.0996	0.0066	0.4963*	0.7712*	0.9534*	0.9024*	1	
<b>Group 5</b>	-0.0810	-0.0150	0.5193*	0.7581*	0.9405*	0.8873*	0.9879*	1

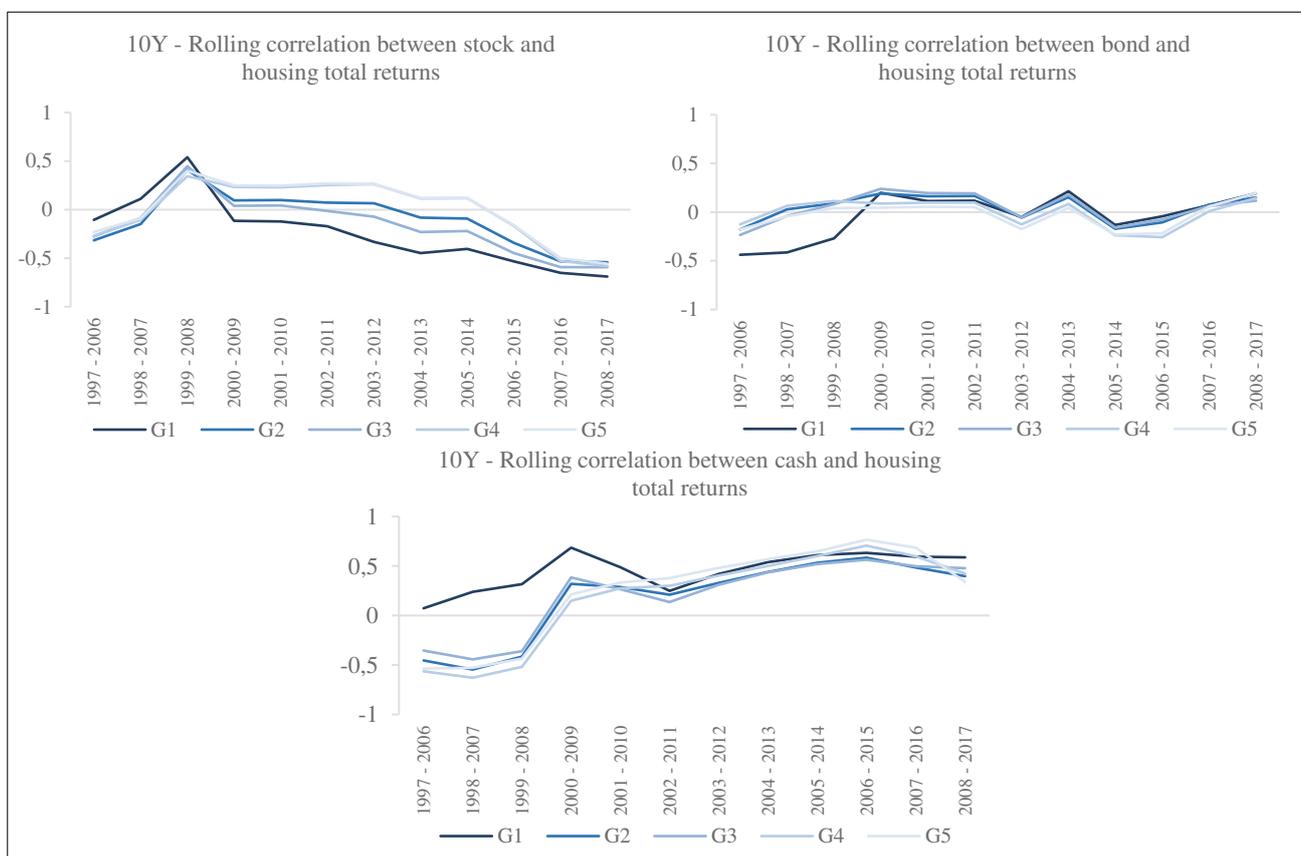
Correlations however may not be stable over the entire sample period. This means that according to a correlation coefficient that encompasses an entire time series, two assets are uncorrelated, but can still have a different correlation value over a particular shorter period. Given the limited available data and its low frequency, we compute 10 years rolling correlations to assess the dynamic nature of the links between the asset classes.

Results in figure 14 reveal shifts in trends among some assets. For example, the correlations between the five groups housing assets and stock appear to have decreased steadily and markedly after 2008, after reaching a pic between 1997 – 2006 and 1999 – 2008. On the contrary, the correlations between housing assets and cash have followed a continuous upward trend from the beginning, shifting from a negative relationship prior to 2000 – 2009 to a positive correlation thereafter. The correlation of housing with bond has remained relatively stable slightly above or below zero. One housing asset group has drawn our attention to it; the first group which includes communes such as the first eight districts of Paris, the 16<sup>th</sup> district and *Neuilly-sur-Seine*. All these communes seem to have a steeper relationship with each of the considered asset (stock, bond or cash). This is particularly true

for the four first rolling correlations with bond and cash, and all the pattern regarding the relationship with stock returns. This holds also in the static correlation coefficients presented in Table 4. The first housing group has always the strongest average pairwise correlation with financial assets compared to other housing groups, either positive (0,65 with cash) or negative (-0.21 with stock and -0.03 with bond). The latter attests the higher disconnection between the residential market in these communes, compared to other communes, and the state of financial markets.

To conclude, we notice that correlations between the five groups housing assets and stock, bond and cash may be unstable over time, but rarely appear to be strongly positive or negative. Static correlation coefficients support our expectations about the diversification benefits of including housing in a portfolio concentrated in shares and bonds, due to the hedging of each other drawdown cycles (especially between stock and housing).

**Figure 14.** Rolling correlation between housing returns and other asset classes returns



### 5.3. Inflation hedgeability

A number of studies from several countries has proved that real estate and housing in particular provides a solid hedge against inflation. To complete our analysis of the French direct housing investment, we examine and compare the hedging ability of stock, bond, cash and five groups housing assets total returns against inflation. For this purpose, we first undertake a correlation analysis, then we use regression following Fama and Schwert methodology (1977).

#### 5.3.1. Correlation analysis

The inflation hedging feature can be examined through an analysis of the correlation between assets classes returns and inflation. In this part, the Consumer Price Index is used as a proxy for inflation, leaving aside for the moment the notions of expected and unexpected inflation. Table 5 presents these correlations over our ample period.

**Table 5.** Correlation between inflation and various assets' returns

	<b>Inflation</b>
<b>Stock</b>	-0.5365*
<b>Bond</b>	0.3085
<b>Cash</b>	0.3846
<b>Group 1 – Total return</b>	0.6253*
<b>Group 1 – Capital appreciation</b>	0.6711*
<b>Group 1 – Income return</b>	-0.0344
<b>Group 2 – Total return</b>	0.6377*
<b>Group 2 – Capital appreciation</b>	0.6981*
<b>Group 2 – Income return</b>	-0.0314
<b>Group 3 – Total return</b>	0.6415*
<b>Group 3 – Capital appreciation</b>	0.7022*
<b>Group 3 – Income return</b>	-0.0090
<b>Group 4 – Total return</b>	0.5783*
<b>Group 4 – Capital appreciation</b>	0.6292*
<b>Group 4 – Income return</b>	-0.0394
<b>Group 5 – Total return</b>	0.5661*
<b>Group 5 – Capital appreciation</b>	0.6092*
<b>Group 5 – Income return</b>	0.0003

Stock is negatively and significantly correlated to inflation (-0.54), meaning that it is not able to provide any hedge against inflation. But more than that, it even acts as perverse hedge against inflation. Bond is positively correlated with inflation. However, the coefficient is quite low and insignificant (0.38). This is also the case for cash which is positively but non-significantly correlated to inflation, (0.3).

On the contrary, housing exhibits a significant co-movement with inflation. All of the five groups housing assets total returns are positively correlated with inflation. Considering that total return is composed by two components; capital return and income return, we sought to investigate which one drives this considerable hedge against inflation. According to the results in table 5, significant positive correlations are found for capital returns, and negative and insignificant ones for income returns. Actually, a rising inflation would have pushed, among others, the cost of material inputs up the scale. As a result, a positive correlation between inflation and housing naturally depicts higher prices for housing properties, increasing thus the capital return component.

To conclude, the five groups housing assets total returns correlations with inflation seem to be driven by their capital return components, since both correlate very similarly with inflation. This is may be due to the fact that rents were first indexed to the ICC (Index of Construction Cost), then to the IRL (*Indice de Révision des Loyers*) which was until 2008 only partly based on the CPI (Consumer Price Index, proxy of the inflation)<sup>70</sup>. These results are similar to those recorded in Canada by Le

---

<sup>70</sup> The index IRL was initially composed for 40% of the index of construction cost (ICC) and the price index for housing maintenance and improvements (IPEA), and for 60% of the consumer price index (proxy of inflation). Then its composition has changed since 2008 to be based only on the annual moving average of the consumer price index.

Moigne and Viveiros (2008), who found that the capital return is the main source of inflation exposure for total real estate returns between 1973 and 2007.

Correlation between inflation and various assets returns may not be stable over time, just as any other correlation between two asset classes' returns. Effective hedging may hold on one sub period but not on the next (Le Moigne and Viveiros 2008). Therefore, it is important for an investor to examine the hedging effectiveness of an asset on different sub periods.

In our case, rolling correlations between stock, bond, cash, five groups housing assets and inflation are displayed in figure 15. Rolling correlation between inflation and bond returns ranges between 0.15 and 0.78. The first two subperiods 1998 – 2007 and 1999 – 2008 have witnessed the greatest change in the correlation level. Although correlation over the whole sample period is not significant, it is interesting to notice that it starts to decrease since 2009 was included in the subperiods and bottomed out at 0.23 during the period 2005 – 2014. Cash also has insignificant correlation with inflation, however the rolling correlation shows a trend towards a sustained upward co-movement, with some periods of volatility (2003 – 2012). Correlation coefficients were between -0.31 and 0.75.

Housing assets experienced the same pattern than cash with inflation, but four of the five housing groups assets show more stability in the rolling correlation coefficients, ranging from -0.14 for the minimum to 0.62 for the highest correlation. Furthermore, it is interesting to notice that there is a persistent negative correlation between stock return and inflation. At no time there has been the slightest positive correlation between the two. It might be surprising particularly when we think of the phenomenon of a mild inflation that is capable of rapidly stimulating capital

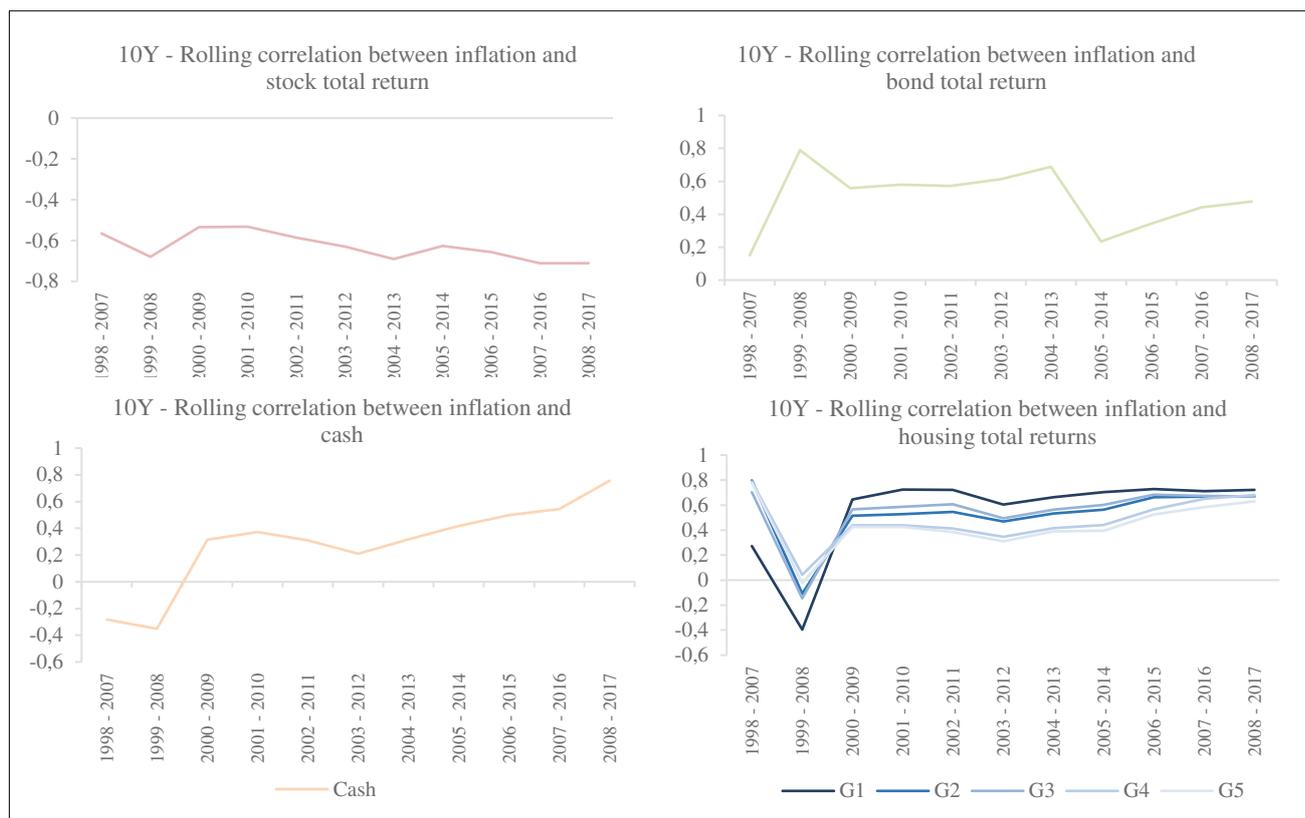
formation and in turn increasing corporate profitability. Fama (1981)<sup>71</sup> tackled the question and relied on the theory of demand for money to explain this negative correlation between returns on stock and inflation. He actually argued that the relationship is not a direct one. He first established a negative relationship between inflation and real activities (measured by GDP and industrial production). This means that growth and inflation are negatively correlated<sup>72</sup>. In the same time, the evolution of the stock market anticipates the increase in activities, meaning that activities and stock returns are positively correlated. According to Fama, these two independent relationships explain the negative relationship between inflation and the stock market.

---

<sup>71</sup> For a more detailed explanation, please see the study of Eugene F. Fama « Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money », *The American Economic Review* 1981.

<sup>72</sup> We note that this relationship is well documented in the literature. Early work has mixed results; for example, the study conducted by Paul et al. (1997) involving 70 countries over the period 1960-1989, reported no causal effect between inflation and growth in 40% of the panel, a bidirectional causality in 20% of the panel and unidirectional causality in the rest of the panel. Relationships were positive in some cases and negative in others. More affirmative works about the negative relationship between inflation and growth are conducted by Robert and Alexander (1997) for example. They conducted a study on a panel of OECD countries, and found that positive effect of inflation on the growth rate of GDP is largely outweighed by the negative effects. Gillman et al. (2004) also conducted an empirical analysis using a sample of APEC and OCDE countries. They found that for the latter countries there is a negative and significant inflation-growth effect. Barro (1995) investigated the link between inflation and economic growth using a larger sample of more than 100 countries from 1960 to 1990. He showed that there is a significantly negative relationship between inflation, and economic growth and investment.

**Figure 15.** Rolling correlations between inflation and assets' returns



### 5.3.2. Regression analysis

To test the hedging ability of French housing assets against inflation, in addition to the correlation analysis, we ran a regression designed to quantify the relationship between the five groups housing assets returns and movements in inflation. In this part, we examine the effectiveness of the various asset classes as hedges against actual, expected and unexpected inflation. We followed the approach proposed by Fama and Schwert in 1977. They used a two-factor model in which the asset return is the dependent variable and both expected and unexpected inflation are the independent variables:

$$R_t = \alpha + \beta(E(inf_t)) + \gamma(inf_t - E(inf_t)) + \varepsilon_t \quad (1)$$

Where  $R_t$  is the return of an asset in period t,  $E(inf_t)$  is the expected inflation for period t,  $(inf_t - E(inf_t))$  is the unexpected inflation which is the difference between actual and expected inflation for period t and  $\varepsilon_t$  is the error term.

The asset is a greater positive hedge against inflation as the coefficients  $\beta$  and  $\gamma$  increase. Therefore, according to the coefficients  $\beta$  and  $\gamma$ , one can assess either the asset is a complete, partial, perverse or over hedge against expected and unexpected inflation. In our case, the Consumer Price Index is used as a proxy for actual inflation. We decomposed actual inflation into the expected and the unexpected components, according to two methodologies:

We firstly assumed that expectations are perfect and the only independent variable is the actual inflation (Gültekin, 1983, Hamelink and Hoesli, 1996). The initial model is thus reduced to a one-factor model as follow:

$$R_t = \alpha + \beta(inf_t) + \varepsilon_t \quad (2)$$

Where  $R_t$  is the return of an asset in period t,  $inf_t$  is the actual inflation for period t and  $\varepsilon_t$  is the error term. Regressions of various assets returns<sup>73</sup> on inflation are displayed in Table 6. Housing assets appear to be an over hedge against inflation, with a coefficient higher than one. Insignificant positive coefficient is associated to cash. The latter provides no hedge against inflation. Bond is an inflation hedge, with a significant co-movement of 4.78 with the inflation rate. Stock reacts negatively to inflation, the coefficient is statistically significant and negative, meaning that stock is a perverse hedge against inflation.

---

<sup>73</sup> G4 and G5 returns series are not stationary at level and stationary at first difference. In order to avoid spurious regression and to insure comparison between the obtained coefficients, we ran all the regressions on the first difference level.

**Table 6.** Regression results of various asset classes on inflation

Variables	Stock	Bond	Cash	G1	G2	G3	G4	G5
Inflation	-19.88 *** (-3.89)	4.78** (2.15)	0.30 (1.43)	3.96 *** (3.95)	3.14 *** (2.91)	3.66 *** (2.82)	2.37 ** (2.42)	2.46 ** (2.08)
Constant	0.0 (-0.1)	0.0 (-0.42)	0.0 (-0.90)	0.0 (-0.27)	0.0 (-0.17)	0.0 (-0.15)	0.0 (-0.25)	0.0 (-0.04)
R <sup>2</sup>	0.47	0.21	0.10	0.34	0.33	0.32	0.26	0.20

Second, we followed the assumption of Hamelink and Hoesli (1996): the expected inflation is inferred from past actual inflation. The unexpected component is the difference between the two (the actual and expected inflation). By assuming that expected inflation at a time  $t$  is a linear function of the expected inflation at time  $t-1$ , we get this relation:

$$inf_t = \alpha + \beta(inf_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

Where  $inf_t$  is the expected inflation for period  $t$ ,  $inf_{t-1}$  is the actual inflation for period  $t-1$  and  $\varepsilon_t$  is the error term. The regression leads to the outcome illustrated in Table 7. The constant is significant at 5% level while the lagged inflation Inflation\_L1 is insignificant. This means that inflation in period  $t$  cannot be explained significantly by inflation in period  $t-1$ . The R-squared of the regression is low (0.08) and indicates a poor fit of the model.

**Table 7.** Autoregressive model of inflation rates

Variables	Inflation
Inflation_L1	0.27 (1.2)
Constant	0.01 ** (2.82)
R <sup>2</sup>	0.08

Given this observation, we ran the regression for two subperiods: 1999 – 2007 and 2008 – 2017 (table 8). Results on the first subperiod are significant and indicates that the inflation rate is highly correlated with its lagged value (coefficient 0,53; p-value 0,05 and R-squared 0,43). The model loses its explanatory power only in the second subperiod, which is characterized by the occurrence of temporary or exceptional events that might disrupt the economic activity, such as the financial crisis and the intervention of the Central European Bank. For that reason, we believe that in normal conditions, current inflation could be explained by previous inflation rate.

**Table 8.** Autoregressive models of inflation rates, 1999 – 2007 and 2008 – 2017

Variables	Inflation	
	1999 - 2007	2008 - 2017
Inflation_L1	0.52 *** (2.3)	0.12 (0.36)
Constant	0.009 ** (2.2)	0.01 ** (1.91)
R <sup>2</sup>	0.43	0.02

Using the estimates for inflation from the equation (3) above, we compute the values of expected inflation (the fitted values) and the unexpected inflation (actual inflation minus expected inflation). The values for inflation components are presented in table 9.

**Table 9.** Actual inflation rates and expected and unexpected inflation rates derived from the autoregressive models on the two sub-periods

Date	Actual inflation	Expected inflation	Unexpected inflation
1999	0.00578	0.01248	-0.00670
2000	0.01800	0.01199	0.00601
2001	0.01811	0.01845	-0.00033
2002	0.01915	0.01850	0.00065
2003	0.02177	0.01905	0.00272
2004	0.02341	0.02043	0.00298
2005	0.01875	0.02130	-0.00255
2006	0.01903	0.01884	0.00018
2007	0.01602	0.01899	-0.00296
2008	0.03160	0.01303	0.01856
2009	0.00102	0.01500	-0.01398
2010	0.01739	0.01114	0.00625
2011	0.02291	0.01321	0.00971
2012	0.02218	0.01390	0.00828
2013	0.00990	0.01381	-0.00391
2014	0.00611	0.01226	-0.00615
2015	0.00087	0.01178	-0.01091
2016	0.00305	0.01112	-0.00807
2017	0.01162	0.01140	0.00023

The results of the regression presented in equation (1) are displayed in table 10. Generally, results are consistent with conclusions frequently drawn from the empirical literature concerning the ability of housing to provide the strongest hedge against inflation, compared to other asset classes. However, in our case, the hedging ability concerns only the unexpected component of inflation<sup>74</sup>. Actually, the coefficients for expected inflation are mixed in sign (positive for six asset groups and negative for the remainder of asset groups) and not significant<sup>75</sup>. All the five housing groups assets were found to act as highly positive hedge against unexpected inflation.

<sup>74</sup> The hedging ability of almost all our asset classes against unexpected inflation is somewhat surprising. This might be due to the methodology used to decompose the inflation into two components. Such a conclusion may not hold if we follow another methodology for proxying actual, and decomposing it into expected and unexpected components.

<sup>75</sup> When positive, insignificant coefficients can also demonstrate a potential for hedging, although not as strong as significant positive coefficients.

Further, cash and bond were found to provide respectively a partial and an over hedge against unexpected inflation. Stock acts as a perverse hedge against unexpected inflation and provides no significant hedge against expected inflation.

**Table 10.** Regression results of various asset classes on expected and unexpected inflation

Variables	Stock	Bond	Cash	G1	G2	G3	G4	G5
Exp_inf	-13.00 (-0.47)	0.02 (0.0)	0.05 (0.04)	-1.51 (0.22)	5.28 (0.92)	3.51 (0.51)	7.22 (1.39)	7.82 (1.26)
Unexp_inf	-19.13*** (-3.25)	4.2 * (1.94)	0.28 * (1.13)	3.77 ** (2.56)	3.37 ** (2.74)	3.68 ** (2.49)	2.84 ** (2.56)	2.99 ** (2.26)
Constant	0.01 (-0.28)	0.00 (0.11)	0.00 (-0.9)	-0.01 (1.62)	0.00 (-0.38)	0.11 (-0.37)	0.00 (-0.36)	0.00 (-0.24)
R <sup>2</sup>	0.48	0.28	0.11	0.38	0.36	0.34	0.31	0.25

### *Summary*

To sum up, the analysis presented in this section confirms that the residential asset displays low level of return volatility compared to other asset classes, while providing higher returns. It is also found that correlation between housing and other asset classes are either weak or non-significant. In the portfolio context, adding housing to traditional financial assets portfolio can enhance its performance. Besides this diversification potential, housing provides strong hedge against inflation, and particularly against its unexpected component. However, one should keep in mind that our results' stability and consistency may be weakened due the data history we rely on. It is actually quite short and over a particular period; inflation remained at very low levels within a range of between 0.0008 and 0.03.

## 6. About portfolio optimization

The main objective of this section is to examine the weight given to direct housing asset in mean variance optimized portfolios with four asset classes: stock, bond, cash and direct housing. This section is organized as follow: we first briefly present the optimization technique we use, then we present sequentially the obtained results for the 127 communes and for the five groups of communes, considered as potential direct housing investment.

### 6.1. Optimal asset allocation

There have been considerable advances in asset allocation literature starting with the path breaking work of Markowitz (1952). He actually provided the seminal theoretical work to the asset allocation when investors' decisions are driven only by the expected return and the volatility of a portfolio's return. Despite its limitations<sup>76</sup>, the mean-variance approach is still one of the most important benchmark models used in practice (Litterman (2003), Meucci (2005), Campbell (2007), Bilir (2016)). In this context, our paper uses the mean-variance framework to bring answers regarding optimal portfolio allocation when considering, besides stock, bond and cash, investment in direct housing in one or a group of communes of the *Grand Paris*. We consider two major *scenarii* of assets included in the portfolio:

Scenario 1: [%Stock ; %Bond ; %Cash ; % One commune among 127 communes]

Scenario 2: [%Stock ; %Bond ; %Cash ; % One group of communes among 5 groups]

The first scenario results in 127 different portfolios and the second scenario results in 5 different portfolios. Considering that for each portfolio, the optimal combination of risky assets is the one that provides the highest Sharpe ratio (i.e. the highest excess return per unit

---

<sup>76</sup> Some assumptions do not correspond to the reality, such as the fact that liquidity is infinite, all investors are rational and risk adverse, investors control risk only by the diversification of their holdings, etc.

of risk), we then construct tangency portfolios for each combination of assets by optimizing assets weights to maximize the Sharpe ratio:

$$\max \frac{\mu_{p,w} - r_f}{\sigma_{p,w}} \text{ s. t. } \sum w_a = 1 \text{ and } w_a \geq 0$$

Where  $\mu_{p,w}$  and  $\sigma_{p,w}$  are respectively the mean and the standard deviation of portfolio return over the sample period,  $r_f$  is the average risk-free rate<sup>77</sup>. The optimization of asset weights in each portfolio is conducted such that the portfolio is fully invested (the sum of all assets' weights equals one) and no short sale is allowed (each asset weight is equal or greater to 0).

## 6.2. Optimal asset allocation for the first scenario: 127 communes in the Greater Paris area

Detailed results per commune over the whole sample period 1996 – 2017 is shown in the maps, figure 16<sup>78</sup>. Due to the important number of potential portfolios, it is not possible to represent the results in a table.

The reading of the maps in figure 16 is as follow: we select one commune, for example Paris first district, and we look at the values associated to the selected commune in the three different maps (allocations in stock, bond and housing).

Here are some examples of selected communes: We say that the tangency portfolio of an investor who invested in the first district of Paris is composed by 10.85% in stock, 40.13% in bond and 49% in direct housing in this commune. Similarly, the tangency portfolio of an

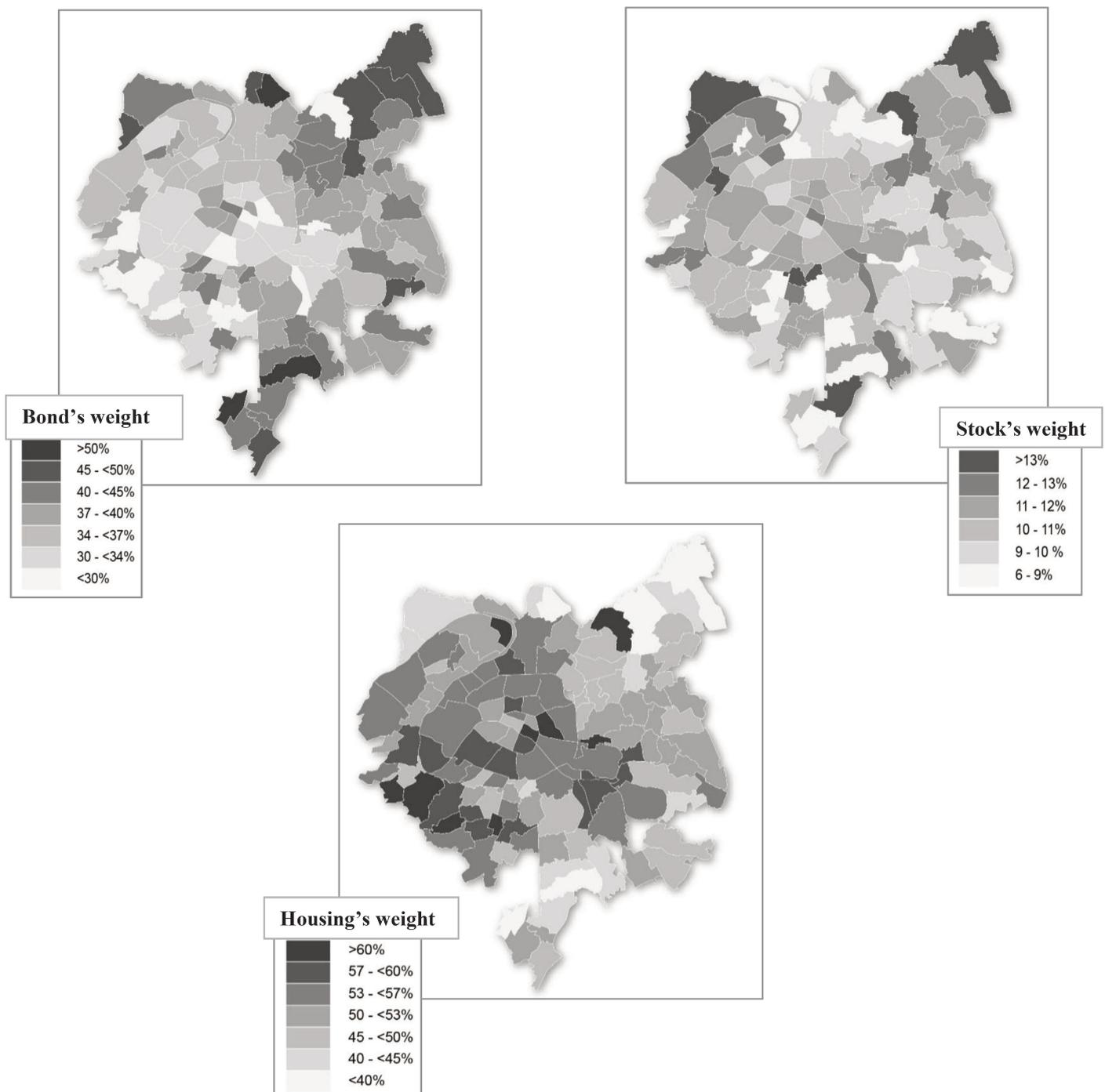
---

<sup>77</sup> The risk-free rate considered in the study is the average OAT 10 years French bond over the 2000-2017 period. It is commonly used in the real estate industry as the benchmark to which we compare real estate returns (Crédit Foncier, BNP Real Estate, etc.).

<sup>78</sup> Only Stock, bond and housing are represented because cash did not appear in the tangency portfolio. This could be explained by the characteristics of the proxy used for the cash; Euribor 3 months. As seen before, it provides the weakest return and it is the most positively correlated asset with housing asset. In contrast, due to its lowest volatility among other assets, it captures the highest share of the minimum variance portfolio, while no housing asset appears in the minimum variance portfolio. That is why we made the choice to present only the tangency portfolio.

investor who invested in the commune of *Vincennes* is composed by 11.23% in stock, 26.92% in bond and 61.84% in direct housing in this commune. When investing in *Saint-Denis*, the iconic host city for the Games, the tangency portfolio is composed by 9.71% in stock, 36.29% in bond and 53.98% in direct housing in this commune.

**Figure 16.** Asset allocation for the 127 communes when considering stock, bond, cash and direct housing



A complementary summary of the portfolios allocations is presented below in figure 17. Globally, looking at the figure 17-a confirms that in France and more precisely in the Parisian great area, the housing asset is given a considerable weight ranging between 28% and 68% of the portfolio, depending on the commune we invested in, with a mean weight over the entire sample of 52%. It is followed by bond with a range between 21% and 61% and a mean weight of 37%. Stock carries a small weight between 6% and 16% with a mean weight of 11%<sup>79</sup>. Exceptions exist in some cases, such that the tangency portfolio is heavily weighted toward bond instead of housing, but the stock never held the majority position. For example, the case of *Morangis* (10.96% in stock, 60.7% in bond and 28.32% in direct housing in this commune), or *Villeneuve-le-Roi* (8.5% in stock, 52.34% in bond and 39.13% in direct housing in this commune).

These results are consistent with findings in the literature about direct real estate allocation within Sharpe maximizing portfolio. For example, Fisher *et al.* (2007) who used Sharpe maximizing portfolio and also transaction-based index, found allocation toward real estate of approximatively the same magnitude than our results (43%).

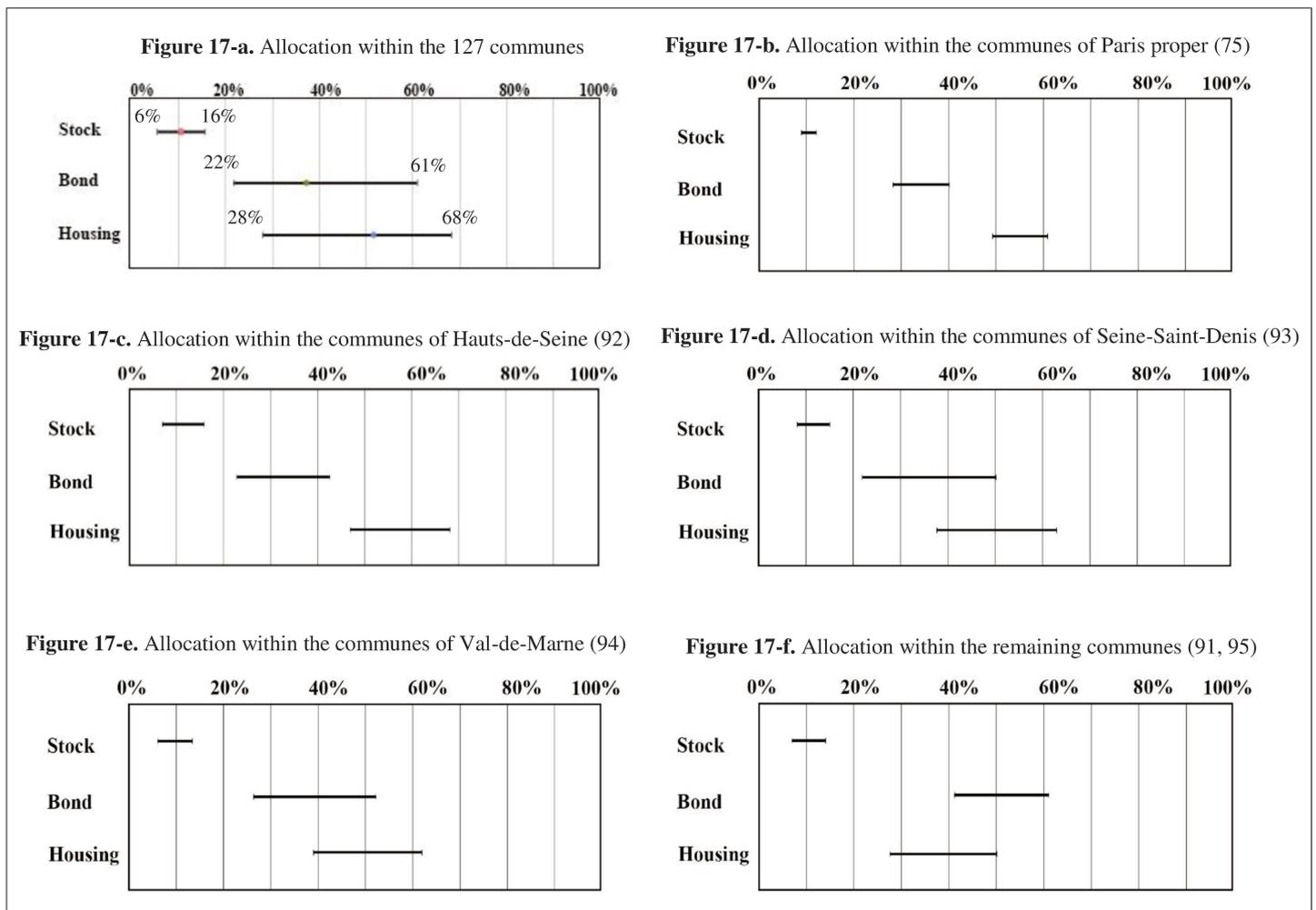
Figures 17-b to 17-f display a synthetic view of the optimal weights of assets classes for the different communes' sub-samples (i.e. departments within the Greater Paris area). Altogether we notice that stock have always the lowest share (around 11%) whatever the commune. We also notice that portfolios in communes in Paris proper and *Hauts-de-Seine* are heavily weighted toward direct housing investment. Moreover, they allocate in average the same shares in the same asset classes. The differences exist in extreme values. For instance, when investing in one of the communes of the Parisian department (75), we approximatively invest in average 55% in direct housing (weights fluctuate within a narrow

---

<sup>79</sup> Although this share is the lowest within the tangency portfolio, it is important to note that it is still higher than what is actually observed amongst the wealth of French households, according to the bulletin of Banque de France, 2017.

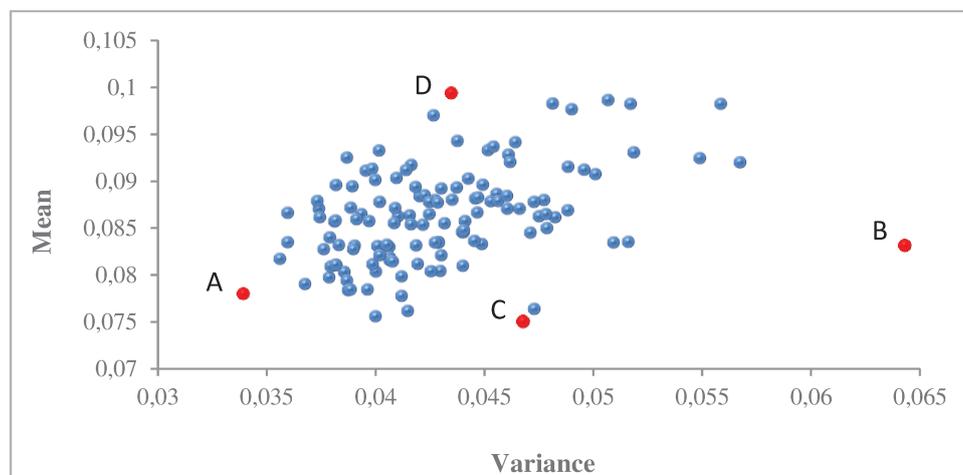
range of between 49% and 61%), 34% in bond (28% – 40%) and 11% in stock (9% – 12%). Similarly, when investing in one of the communes of department *Hauts-de-Seine*, we invest in average 55% in direct housing (weights fluctuate within a wider range of between 47% and 68%), 34% in bond (23% – 43%) and 11% in stock (8% – 16%). Housing is given a slightly lower share when investing in communes of both departments of *Seine-Saint-Denis* and *Val-de-Marne* (respectively an average of 48% and 52%), in favor of bond (41% and 37%). In contrast to the four departments cited, communes of the department *Essonne* or *Val-d’Oise* (i.e. the seven remaining communes of the Greater Parisian area) are assigned the lowest share of housing (43% in average), a higher share of bond (46% in average) and the same average share of stock (11%).

**Figure 17.** Portfolios allocation



The corresponding mean variance characteristics of all obtained portfolios are represented in figure 18. Portfolios returns range between 7.5% and 9.94%, and variances range between 3.39% and 6.42%. In table 11, we represent the allocation details for the four particular portfolios, the ones that gives the highest/lowest variance/return among the 127 possibilities of investment.

**Figure 18.** Risk-Return profiles of the 127 portfolios



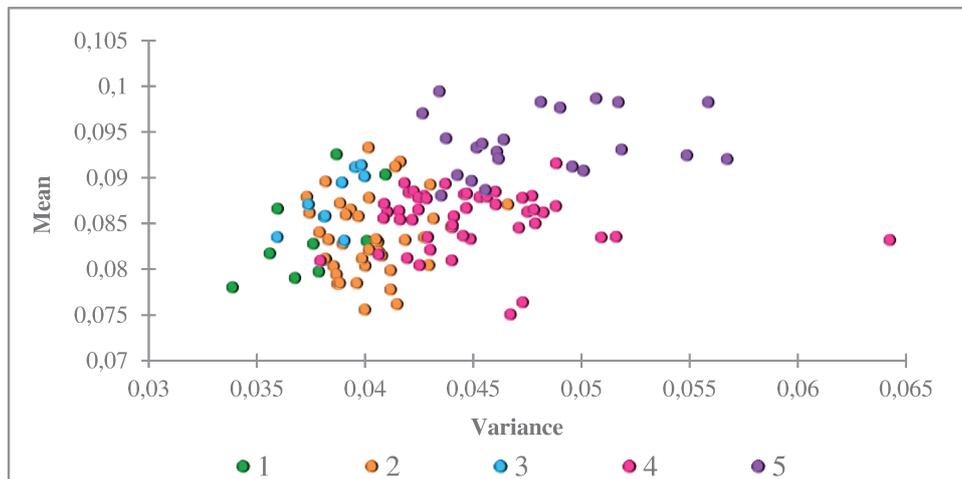
**Table 11.** Detailed presentation of the four particular portfolios

	Portfolio A	Portfolio B	Portfolio C	Portfolio D
Particularity	Lowest variance	Highest variance	Lowest return	Highest return
Commune	<i>Neuilly-sur-Seine</i>	<i>Morangis</i>	<i>Tremblay-en-France</i>	<i>Bagnolet</i>
Mean	7.79%	8.31%	7.50%	9.94%
Variance	3.39%	6.42%	4.67%	4.34%
Housing weight	53.56%	28.32%	37.86%	49.84%
Bond weight	36.22%	60.7%	48.82%	39.6%
Stock weight	10.21%	10.96%	13.3%	10.54%

In figure 19, we use the same data than the figure 18, but with identifying the 127 portfolios according to their belonging to the five housing groups. We notice that there is a coherent distribution of communes within each group, such that the communes of group 1 are the safest ones with low levels of returns, followed by the communes of group 2 and 3, little riskier but offering higher returns. Communes of group 4 and 5 share approximatively same level of risk,

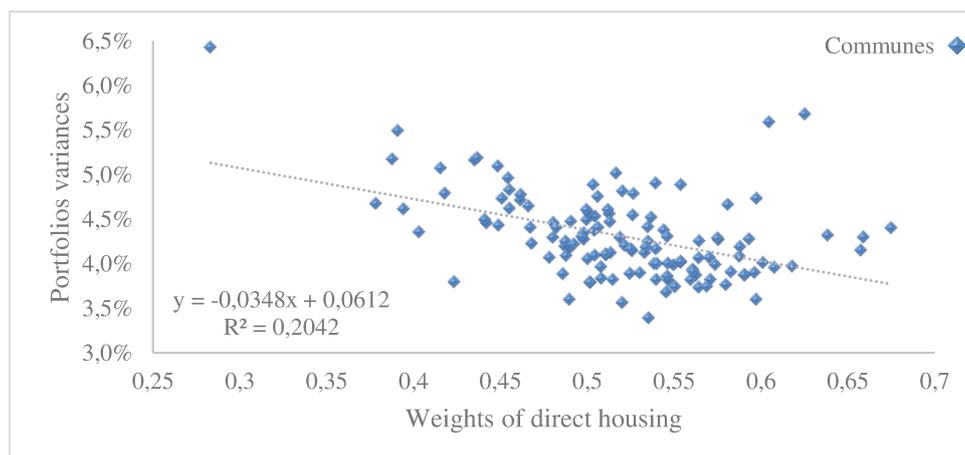
but all the communes of group 5 offer higher returns than group 4, and the highest return more generally.

**Figure 19.** Risk-Return profiles of the 127 portfolios belonging to the five housing groups



The housing asset is recognized as portfolio diversifier with a substantial reduction of total risk of the portfolio. We represent in figure 20 the scatter plot of the 127 allocations toward housing and the variances of corresponding portfolios. When constraining the portfolios to be the tangency ones, we notice that the higher is the share allocated toward direct housing in a portfolio, the less is the variance of the latter. This is in line with findings in previous sections (literature review and data analysis), such that housing is a good candidate for enhancing portfolio performances and diversification purposes.

**Figure 20.** Housing allocation in the 127 communes and corresponding portfolios variances



### 6.3. Optimal asset allocation for the second scenario: five groups of communes in the Greater Paris area

Portfolios optimization were also run for the five groups of communes created using the A.H.C technique. Table 12 summarizes the results for the five obtained portfolios.

Differences are quite subtle in allocations and so are performances among the five groups.

However, it is noteworthy that in all groups, housing is predominant (which was not the case for many individual communes) with an average share of 55%, followed by bond (33%) and stock (10%)<sup>80</sup>.

**Table 12.** Stock, bond and five housing groups' tangency portfolios

	Group 1	Group 2	Group 3	Group 4	Group 5
Mean	8.18%	8.45%	8.75%	8.58%	9.39%
Variance	3.66%	3.87%	3.84%	4.21%	4.40%
Housing weight	55.07%	58.86%	56.72%	54.37%	54.32%
Bond weight	34.25%	31.12%	32.61%	35.45%	35.84%
Stock weight	10.68%	10.02%	10.67%	10.18%	9.84%

<sup>80</sup> Same as previous portfolios with housing represented by individual communes, cash did not appear neither when housing is represented by groups of communes.

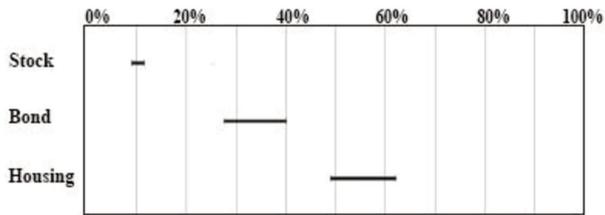
The complementary figure 21 presents the dispersion of optimal weights within each group of communes. The dispersion is according to the communes belonging to the five housing groups. For instance, figure 21-a shows optimal assets' weights when investing in direct housing within group 1: stocks optimal weight ranges between 9% and 12%, bonds share ranges between 27% and 40% whereas Group 1 direct housing optimal weight is between 49% and 62%. Moreover, when viewing the different subfigures of figure 21 (21-a-b-c-d-e), one can notice that the weights ranges of the direct housing asset vary from a group of communes to another. Taking the examples of groups 2 and 3, the optimal direct housing weight ranges from 52% and 61% for group 2 while it ranges from 29% to 62% for group 3. This observation can be attributed to the individual and differentiated evolutions of each commune within each group from 2000 to 2017<sup>81</sup>. Consequently, when deciding to invest in a particular commune, one should always refer to the commune's appropriate optimal weight.

---

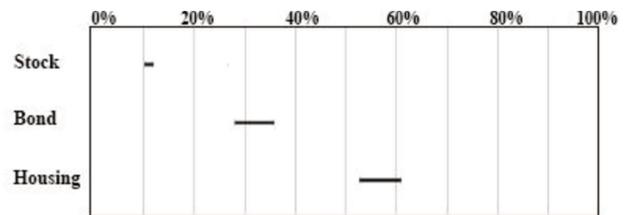
<sup>81</sup> Besides, for visual representation, we chose to classify the existing communes into 5 homogenous groups only. Classifying them into more groups would have led to more precise weights.

**Figure 21.** Portfolios allocations

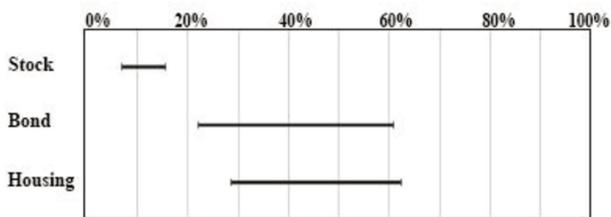
**Figure 21-a.** Allocation within the communes of Group 1



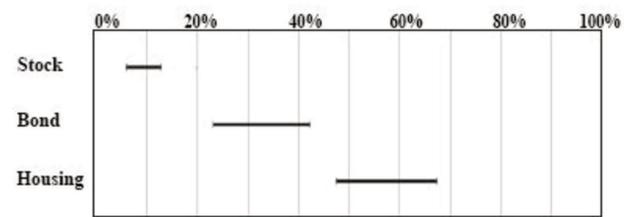
**Figure 21-b.** Allocation within the communes of Group 2



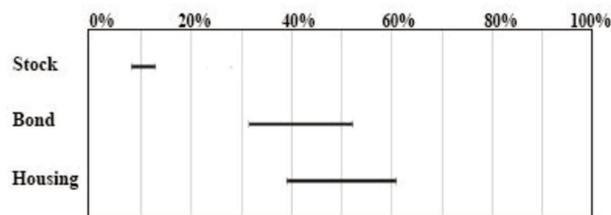
**Figure 21-c.** Allocation within the communes of Group 3



**Figure 21-d.** Allocation within the communes of Group 4



**Figure 21-e.** Allocation within the communes of Group 5



## 7. Robustness check

This section consists in a further analysis about portfolio allocation, focusing mainly on the check of stability of portfolios allocations and second on the diversification achieved through the inclusion of direct housing assets.

### 7.1. Portfolio allocation over ten years rolling windows:

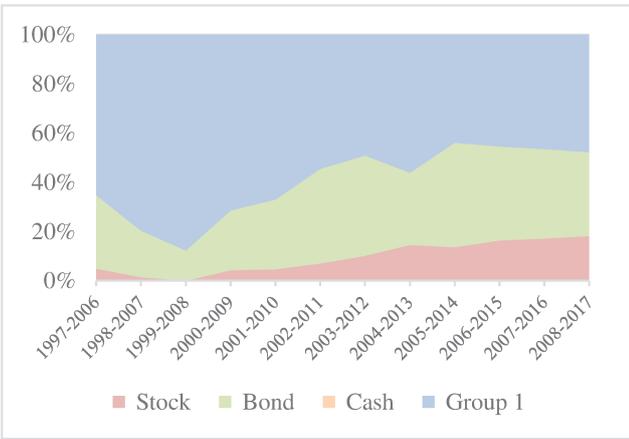
The advantage of reducing the number of direct housing assets to five is the handiness of data and visual representations. Thus, we chose to use the five groups of communes that represent direct investment in housing instead of the 127 individual communes. We first performed rolling portfolio optimization to analyze the evolution of portfolios allocations for ten-years rolling windows portfolios. According to our data sample, we get 12 holding periods: 1997 – 2006; 1998 – 2007; 1999 – 2008; ...; 2008 – 2017. Figures 22-a to 22-e show the portfolios allocations for the five groups. This allow us to check the stability of allocations, and here are the main observations:

- Cash appeared only during the four first holding periods in the portfolios invested in the groups 2 to 5, in addition to stock and bond. Then the allocation toward cash became null for all groups. This declining tendency might be due to the fact that the Euribor 3months levels dropped from around 7% in 1997 to almost zero starting from 2013 according to the European Central Bank. Cash did not appear in the portfolio optimal composition invested in group 1's housing asset;
- Stocks carries a minor and variant weight in the optimal portfolio during the several observed periods of the moving window. This variation can be a result of the changing economic context. We thus observe that stocks optimal weight is quasi null during turmoil periods, i.e. subprime crisis and sovereign debt crisis;

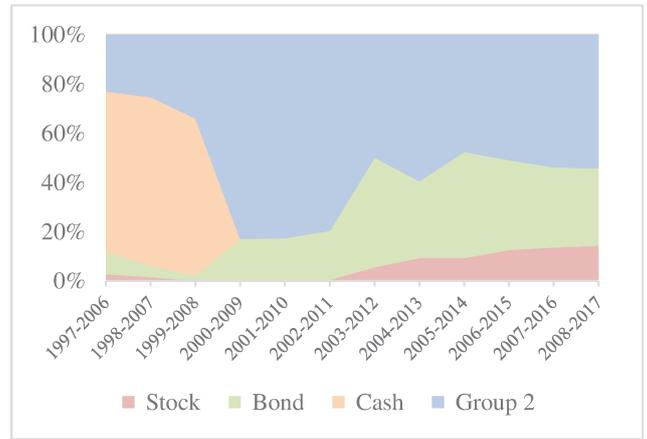
- Bond has significantly increased in all portfolios since the 1999 – 2008 rolling window. In our opinion, this is due on one hand initially to a replacement of cash allocation by a bond allocation due to the declining reward of cash. On the other hand, and with the collapse of the subprime crisis, investors became more reluctant to risk taking which translates into a heavier weight of bonds instead of stocks;
- In the meanwhile, direct housing weights changed overtime as well but according to different paths for each group of communes. Indeed, whereas groups 1, 2 and 3 weights increased initially then stabilize around 50% starting from 2003 – 2012, groups 4 and 5 weights continue their progress after 2005 – 2014 to settle around 60% during the last holding period.

**Figure 22.** Rolling portfolios optimization

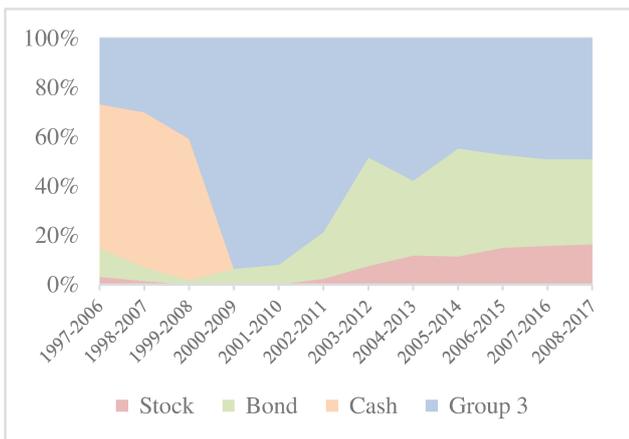
**Figure 22-a.** 10 years rolling windows portfolio allocations (G1)



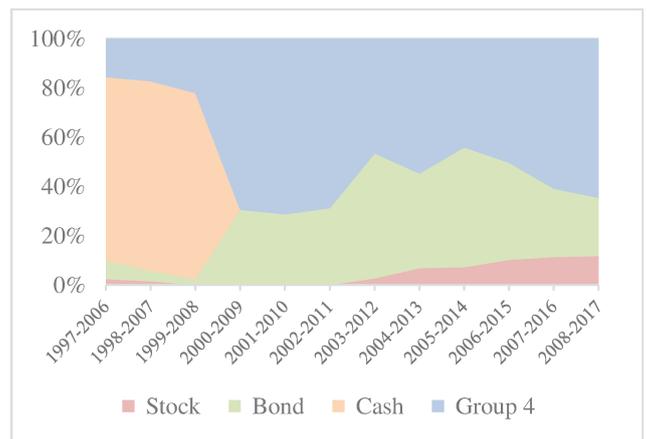
**Figure 22-b.** 10 years rolling windows portfolio allocations (G2)



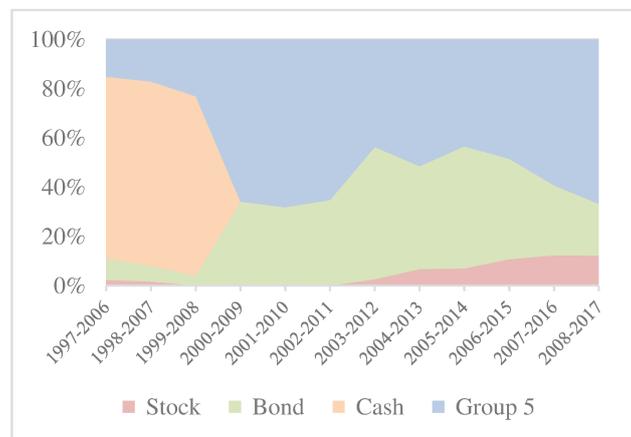
**Figure 22-c.** 10 years rolling windows portfolio allocations (G3)



**Figure 22-d.** 10 years rolling windows portfolio allocations (G4)



**Figure 22-e.** 10 years rolling windows portfolio allocations (G5)



## 7.2. Efficient frontiers and the impact of housing within a multi-asset portfolio

In order to evaluate the impact of housing, we constructed in a mean variance coordinate system the efficient frontiers for portfolio composed by financial assets only (stock, bond and cash) and portfolios where housing is added. Housing can be represented either by groups of communes (groups one to five) or by individual communes (127 communes).

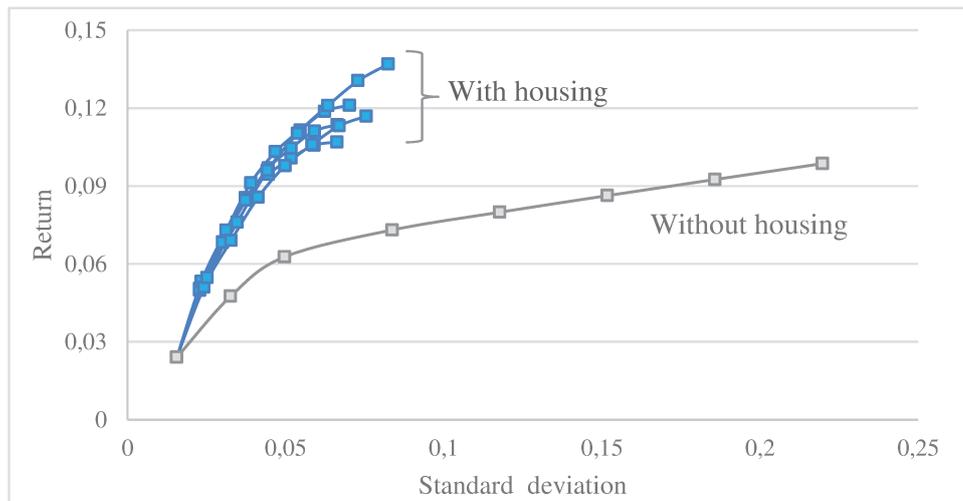
For reasons of clear presentations, we present the results for 6 efficient frontiers: one with financial assets only and five corresponding to the portfolios that are invested, besides the financial assets, in each one the five groups of communes (figure 23).

We notice that portfolios that includes housing systematically outperform the classical financial portfolio. Comparing the efficient frontiers supports the argument that housing enhances portfolio performances; it increases portfolio return for a given level of risk, or inversely it reduces the portfolio risk for a given level of return.

Table 13 summarizes results about portfolios optimal allocations for different levels of return and the corresponding minimized risk. We notice that, whatever considered housing group (or similarly housing commune), adding housing in a portfolio effectively reduces its risk. For the different levels of return, the highest risk measure (standard deviation) is always associated to the financial portfolio. For example, at 5% return, including housing, decreases the risk of the portfolio from 3.5% to 2.2% (G3); 2.3% (G1, G2 and G5) and 2.4% (G4). We also notice that the share of housing is increasing when the returns increase, while always generating a lower risk compared to the financial portfolio. For example, at a return of 5%, the share of housing is between 15% - 20% (portfolios are heavily allocated toward cash). At a return of 7%, the share of housing is between 28% and 35%. Finally, at a return of 9%, the share of housing becomes substantial, fluctuating between 47% and 58%.

To conclude, these figures confirm the role of housing within a multi-asset portfolio in terms of risks reduction, and enhancement of performances.

**Figure 23.** Efficient frontiers with and without housing, 1997 – 2017



**Table 13.** Portfolios optimal allocation for different levels of returns and risks, 1997 – 2017

	Risk (%)	Stock (%)	Bond (%)	Cash (%)	Housing (%)
<b>Return = 5%</b>					
Portfolio without housing	3.5	12.3	57.4	30.3	-
Portfolio with housing (group 1)	2.3	5.8	24.1	50.7	19.4
Portfolio with housing (group 2)	2.3	5.3	21.8	53.6	19.4
Portfolio with housing (group 3)	2.2	5.4	21.8	55.0	17.8
Portfolio with housing (group 4)	2.4	5.4	23.9	52.9	17.8
Portfolio with housing (group 5)	2.3	5.0	23.0	56.7	15.3
<b>Return = 7%</b>					
Portfolio without housing	7.0	33.9	66.1	0.0	-
Portfolio with housing (group 1)	3.1	8.5	34.3	21.3	35.8
Portfolio with housing (group 2)	3.1	7.7	30.8	26.2	35.3
Portfolio with housing (group 3)	3.0	7.9	30.9	28.7	32.5
Portfolio with housing (group 4)	3.3	7.9	34.5	25.0	32.6
Portfolio with housing (group 5)	3.2	7.2	32.7	32.1	28.0
<b>Return = 9%</b>					
Portfolio without housing	17.2	80.1	19.9	0.0	-
Portfolio with housing (group 1)	4.0	10.8	31.1	0.0	58.2
Portfolio with housing (group 2)	4.0	10.0	37.9	0.0	52.1
Portfolio with housing (group 3)	3.9	10.4	40.0	2.4	47.2
Portfolio with housing (group 4)	4.4	10.2	40.6	0.0	49.2
Portfolio with housing (group 5)	4.7	0.0	42.2	10.7	47.1

## 8. Introduction of securitized real estate in a multi asset portfolio

Even though indirect real estate investment is outside the scope of our study, we briefly introduce this way of allocation to real estate within a multi-asset portfolio. Actually, investment in real estate can be made not only through direct ownership of buildings, but also through investment in listed or non-listed real estate funds. Advantages of investing in securitized real estate are numerous. The most important ones are the exposition to real estate without having to provide important financial resources, the higher degree of liquidity compared to direct ownership of buildings and finally the access to potential geographic and asset diversification benefits.

To remain in a French context, the Euronext IEIF SIIC index is selected to represent indirect listed real estate investment. It is produced by the IEIF (*Institut de l'Épargne Immobilière et Foncière*) since December 2002 on a daily basis. It measures the performance of all property companies' stocks listed on Euronext's regulated markets in Paris and which have opted for the tax-transparency regime SIIC (*Sociétés d'Investissement Immobilier Cotées*). We consider the annual frequency from 2002 to 2017 to match our initial data base that already includes the four other asset classes (stock, bond, cash and direct housing). The average total return of the SIIC index is 15.08% and the standard deviation is 25.57%. For more information, table 14 summarizes figures about our asset classes over the reduced sub-sample period 2003 – 2017.

**Table 14.** Summary statistics of total returns on various asset classes, 2003 - 2017

	Stock	Bond	Cash	Group 1	Group 2	Group 3	Group 4	Group 5	SIIC
Mean	0.0915	0.0489	0.0139	0.0960	0.1064	0.1129	0.1131	0.1334	0.1508
Standard deviation	0.1757	0.0543	0.0156	0.0714	0.0748	0.0785	0.0868	0.0959	0.2557
Median	0.1194	0.0403	0.0100	0.1210	0.0790	0.1040	0.0761	0.1030	0.1448
Minimum return	-0.4033	-0.0154	-0.0033	-0.0098	-0.0091	-0.0007	0.0040	0.0091	-0.3947
Maximum return	0.2757	0.1624	0.0468	0.2146	0.2177	0.2191	0.2695	0.3062	0.6269

### 8.1.Previous studies

In a broader context, Real Estate Investment Trust (REITs) are equivalent to SIIC. Several studies investigated the role and impact of REITs in portfolios. Some of them compared their performance to those of financial assets (Smith and Shulman, 1976; Kuhle et al., 1986; Goebel and Kim, 1989; Eichholtz et al., 2000; Benefield et al., 2009; Newell et al., 2002; Aik, 2012). Mixed results were obtained; some argued that REITs provide on average higher returns than specific benchmarks, some others found that REITs underperformed them, while others found no evidence that REITs under-or-over-perform the market benchmark (such as Titman and Warga, 1986). Results depended on the period of the study, the economic environment (high or low inflationary period, pre or post crises), the country, the benchmark (S&P500, S&P MidCap Index, the market portfolio, other REITs, etc.), the performance measure and methodology used (Jensen, Sharpe, Treynor, M-squared, etc.), the extent of the specialization or diversification of a REIT fund, etc.

Others research focused on the similarity or dissimilarity of REITs to other financial and real estate assets (Goetzmann and Ibbostson, 1990; Myer and Webb, 1993b; Glascock et al., 2000). They analyzed the risk-return profile of REITs and came, among others, to the conclusion that the risk-return profile of securitized real estate differs from the securitized one, and that REITs are a hybrid asset with investment characteristics of stocks while the underlying asset is a real one. The question is whether REITs reflect the underlying real estate market or is it more representative of the stock market.

Here again results are mixed. Some authors argue that REITs behave more like stocks, while others claim that REITs are more linked to the real estate market due to the link between REITs prices and real estate market fundamentals (Ziering et al., 1997; Clayton and Mackinnon, 2003). Some authors went even further by decomposing the total return of REITs. For example, according to Mengden and Hartzell (1986), the price appreciation

component moves with the changes in S&P500, and the income component is closely related to the income earned from the direct investment in real estate.

Related to this issue of (dis)similarity between asset classes, another one arises: the diversification potential of securitized real estate such as REITs in a mixed asset portfolio. According to Lee and Stevenson (2005), investors gain diversification benefits when REITs are added into an existing portfolio that comprises a mixture of several other assets. Bhuyan et al. (2015) examined the risk reduction benefits following the inclusion of REITs (Equity and Mortgage REITs) in stocks portfolios between 2002 and 2012. They concluded that only Equity REITs offer significant diversification benefits.

Authors like Mueller et al. (1994) and Mull & Soenen (1997) were more conservative in their conclusions. They found a strong time dependency of REITs diversification benefits in a mixed-asset framework. On the other hand, some authors found little value of including REITs in an existing investment portfolio, arguing that they do not enhance portfolios' performance. For example, Kuhle (1987) examined the effect of including REITs into a stocks portfolio between 1980 and 1985. He concluded that REITs do not provide significant performance enhancement when added to an existing portfolio of common stocks, even though REITs-only portfolios were more efficient than stock portfolios. Likewise, Georgiev et al. (2003) used US data over the period 1990 – 2001. They found that when REITs are added to a portfolio of stocks and bonds, Sharpe ratios either remain flat or fell, meaning that REITs are an inadequate diversifier for stock and bond portfolios.

The last but not the least focus of research about REITs within mixed-asset portfolios is the inflation hedging ability. The opinion about this point is diverse. Gyourko and Linneman (1988) concluded that REITs are a partial hedge against actual inflation and expected inflation, but not against the unexpected component of inflation. Yobaccio et al. (1995) confirmed this finding by studying four types of REITs (equity, mortgage, hybrid and

composit index) over the period 1972 – 1992. They found that REITs have some hedging capability against expected inflation and do not possess any hedging capability against unexpected inflation. Simpson et al. (2007) documented an interesting fact about the hedging ability in the period 1981 – 2002: the asymmetry in the response of Equity REITs returns to inflation. The relationship between the two were negative when the inflation decreased and positive when inflation increased. So, in both cases, Equity REITs returns are shown to rise. On the contrary, authors such as Park et al. (1990) investigated the inflation-hedging effectiveness of REITs, they found that REITs are negatively correlated to both unexpected and expected inflation and particularly Equity REITs are a perverse hedge against both expected and unexpected inflation (Murphy and Kleiman, 1989).

## **8.2. Correlation analysis: Inflation, SIIC and other asset classes returns**

While low and insignificant correlation of real estate returns with returns of stock and bonds is typically one of the key arguments for including real estate in a mixed-asset portfolio, this argument is shaken in the case of investment in securitized real estate.

As we can notice in table 15, SIIC correlates strongly and significantly with the stock market (+0.82%), which is in line with Paladino and Mayo (1998) results. They actually find that returns of REITs are highly correlated with stock market returns.

However, in our analysis no correlation is reported between direct and indirect real estate investments. This is consistent with the results of Georgiev et al. (2003) and Giliberto (1992), to cite few, that showed that returns on direct property are weakly correlated with indirect property investment, and that REITs are poor substitution for direct investment in the property market.

This obtained weak and non-significant correlation is not surprising and can be explained by the fact that the direct real estate investment concerns only residential properties in our

study (represented by communes or groups of communes), while the SIIC index encompasses other real estate asset classes (mainly commercial real estate). We consider it as a signal for a good diversification opportunity within the real estate class itself (housing versus other asset classes, direct versus indirect investment).

Concerning the hedge ability of SIIC against inflation, the insignificant correlation between SIIC returns and inflation raised in the table means that indirect real estate investment does not provide any hedge against inflation.

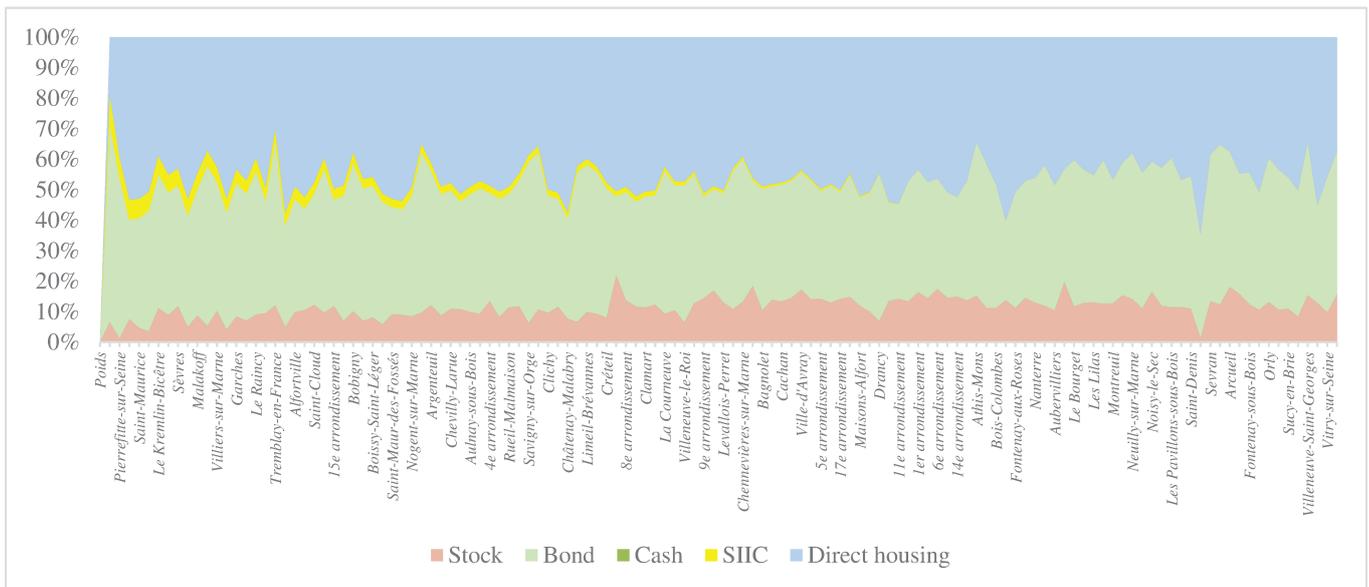
**Table 15.** Correlation between various asset classes returns and inflation, 2003 – 2017

	Stock	Bond	Cash	Group 1	Group 2	Group 3	Group 4	Group 5	SIIC	Inflation
<b>Stock</b>	1									
<b>Bond</b>	-0.4336	1								
<b>Cash</b>	-0.1937	-0.0778	1							
<b>Group 1</b>	-0.3125	0.0640	0.6725*	1						
<b>Group 2</b>	-0.0136	0.0562	0.5901*	0.9193*	1					
<b>Group 3</b>	-0.1218	0.0474	0.5883*	0.9593*	0.9847*	1				
<b>Group 4</b>	0.1453	0.0101	0.6237*	0.8096*	0.9575*	0.9086*	1			
<b>Group 5</b>	0.1403	0.0104	0.6527*	0.7948*	0.9446*	0.8935*	0.9890*	1		
<b>SIIC</b>	0.8192*	-0.2308	-0.1050	-0.1734	0.1024	-0.0025	0.2733	0.2661	1	
<b>Inflation</b>	-0.4655	0.3752	0.5846*	0.7609*	0.6842*	0.7083*	0.5886*	0.5704*	-0.2787	1

### 8.3. Portfolio optimization: inclusion of SIIC

In order to complete the analysis about securitized real estate, we include SIIC index in our portfolios composed by stock, bond, cash and direct housing. Figure 24 shows the weights of asset classes in portfolios that maximize Sharpe ratio, for each one of the 127 communes as direct housing investment over the period 2003 – 2017.

Figure 24. Portfolios allocation

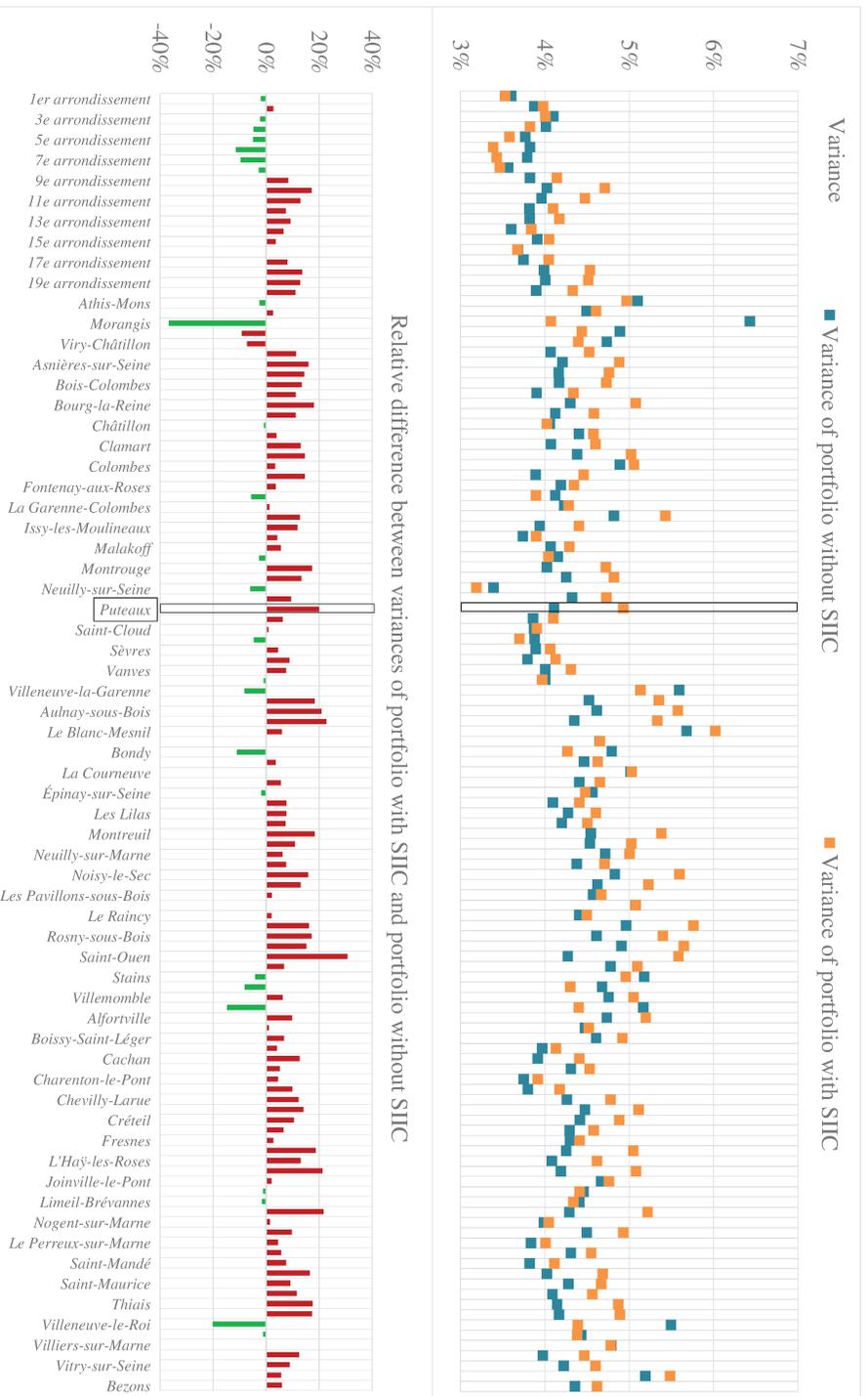


We note that the average weight given to SIIC is 2.61%, with a maximum weight of 9.61% when the commune of *Morangis* is considered for direct housing investment. Risk-return profiles of optimized portfolios are impacted by the introduction of SIIC. This low allocation toward indirect real estate is documented in the literature. For example, MacKinnon and Al Zaman (2009) found that real estate investment trusts are given no or very small share when the direct real estate is also considered within the portfolio.

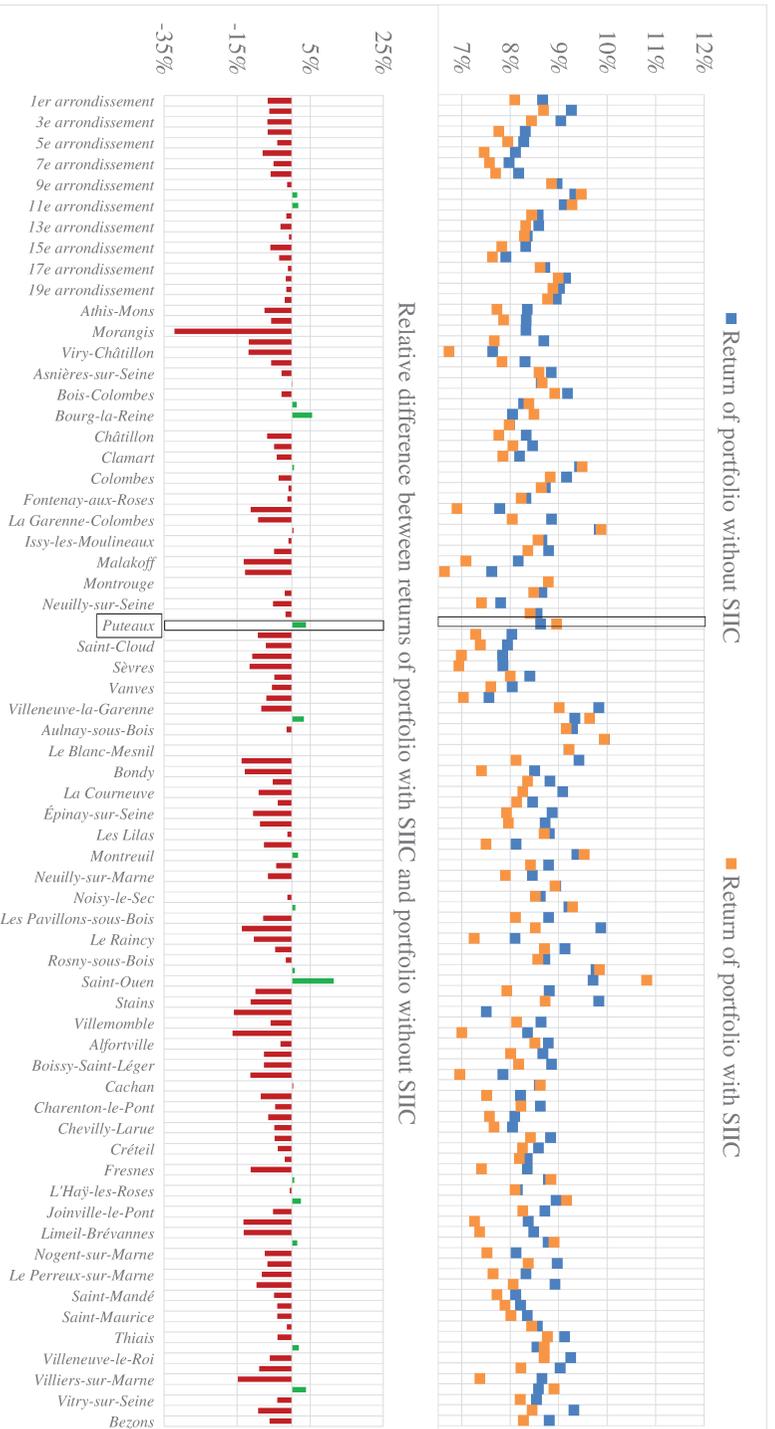
In figure 25, we represent the shift of the portfolios' variances before and after SIIC inclusion. The reading is as follow: taking the commune of *Puteaux* as example, the variance of the corresponding portfolio invested in stock, bond and direct housing in *Puteaux* is 4.1% (blue marker). When we add SIIC to this portfolio, its variance reaches 4.92% (orange marker). Thus, the variance increased by 19.95% (red histogram). We notice that the bulk of portfolios (98 out of 127) experienced a deterioration in their overall risk (measured by the substantial increase of variances and illustrated by the fact that orange markers are above the blue ones).

Figure 26 represents the shift of the portfolios' returns before and after SIIC inclusion. Taking again the commune of *Puteaux* as example, the return of the corresponding portfolio invested in stock, bond and direct housing in *Puteaux* is 8.62% (blue marker). When we add SIIC to this portfolio, its return reaches 8.95% (orange marker). Thus, the return increased by 3.84% (green histogram). However, this increase in return does not represent the prevalent situation. Here again, the bulk of portfolios (106 out of 127 portfolios) experienced a deterioration in their overall return.

**Figure 25.** Impact of SIIC inclusion on portfolios' variances



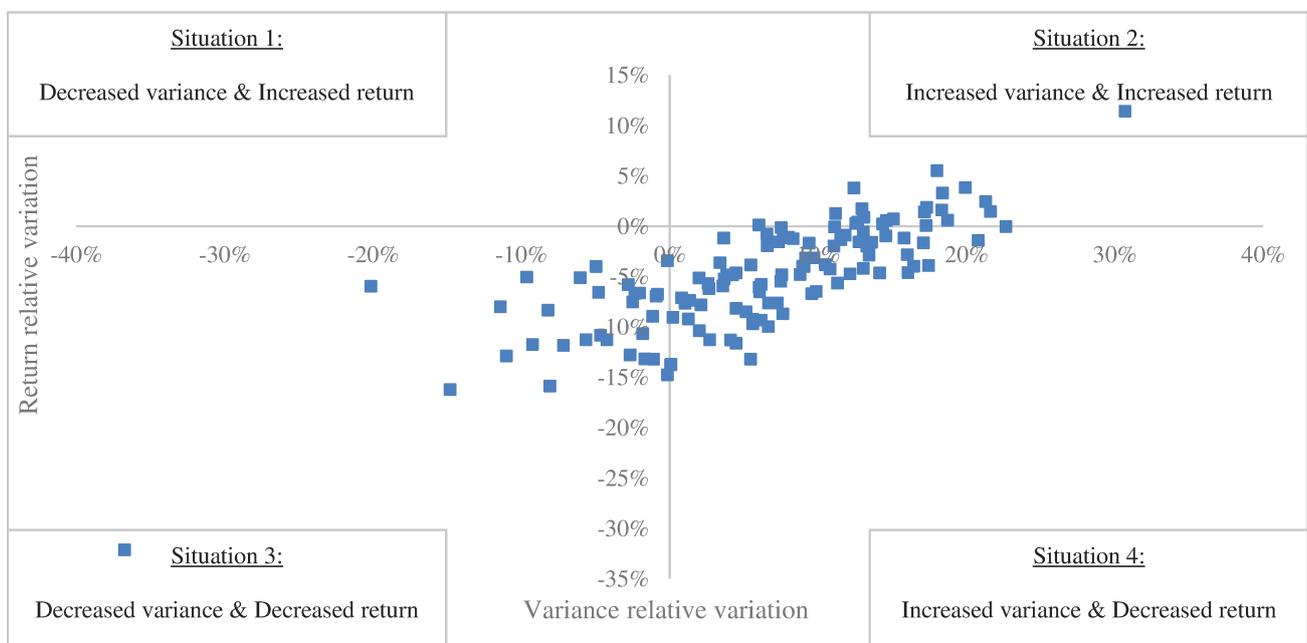
**Figure 26.** Impact of SIIC inclusion on portfolios' returns



A synthetic view about the variations of portfolios' variances and returns is given in figure 27. The adding of SIIC into a portfolio of stock, bond, cash and direct housing investment leads to four different situations:

- Situation 1 where the overall performance of the portfolio is enhanced: higher return and lower risk) when SIIC is added; No one of our portfolios experiences such improvement.
- Situation 2 where the increase in return is accompanied by an increase in risk as well. 21 portfolios are in this situation.
- Situation 3 where the inclusion of SIIC leads to lower return and lower risk. 29 portfolios are in this situation.
- Situation 4 where the overall performance of the portfolio is deteriorated: lower return and higher risk; 77 portfolios are affected by this worst situation.

**Figure 27.** Impact of SIIC inclusion on portfolios' risks and returns, 1997 – 2017



To conclude this section, we can confirm first of all that SIIC index is highly and significantly correlated to stock, this confirms the often advanced about the stock component existing in securitized real estate such as SIIC. We also noticed a very low and non-significant correlation between direct and indirect real estate in the French context. Of course, these findings are preliminary and may be sensitive to the choice of proxies for real estate and housing investment. Finally, using portfolio optimization technique, we showed that the adding of SIIC index in mixed asset portfolio does not improve its overall performance, the bulk of our 127 portfolios saw their return lowered and risk increased. It is worthy to note however that we test the inclusion of SIIC only in portfolios that maximize the Sharpe ratio. Results may be different for other optimization constraints (such as more risk averse portfolios or portfolios seeking for higher returns).

## 9. Conclusion

This study provides an overview of the role of direct housing investment within a mixed-asset portfolio. The particularly favorable French context enabled this asset class to distinguish itself in several ways. First of all, past experiences showed that major sporting event such as the Games actively participate to the development of the host cities. In our context, along with Games in 2024, the Greater Paris area is part of an urban development project that consists among others in an upgrade of its whole transport network. So, given both ongoing and future infrastructure projects and transport network expansions, the Greater Paris region is currently experiencing a genuine urban renewal that strongly contributes to its growing attractiveness. Furthermore, housing market fundamentals as analyzed in the study seem to be favorable to direct investment in housing. With an important stock of dwellings (i.e. investment opportunities) and a considerable rental market size, a buy-to-let housing investment is encouraged since the vacancy risk, which may lead to irregular cash flows, is reduced. Then, using a mean-variance efficiency framework and yearly data from 1996 to 2017, this study evaluates the portfolio allocation toward four asset classes: stock, bond, cash and direct housing. Housing is represented by the potential investment opportunities in the 127 communes of the studied area. In concordance with previous empirical findings, the direct housing asset is given a considerable weight in the portfolio that maximizes the Sharpe ratio. Not only does the residential asset displays low level of return volatility compared to other asset classes, while providing higher returns, but also the correlation analysis which is central to the asset allocation decision confirm the characteristic of the housing asset as a relevant portfolio diversifier. Actually, we find that correlation between housing and other asset classes are either weak or non-significant, which means that adding housing to traditional financial assets portfolio can enhance its performance. As a result, all the portfolios on the efficient frontier (except the minimum

variance portfolio which is heavily weighted toward cash) tend to contain substantial proportions of housing, and the efficient frontier containing housing systematically dominates the one that excludes housing as an asset class. Besides this diversification potential, correlation and regression analysis were conducted to evaluate the relationship between housing returns and inflation. In line with the extensive literature, positive relationship is found between direct housing returns and CPI (which is used to proxy inflation), making the residential asset interesting to hold to hedge against inflation. A last section introduces the indirect real estate as an asset class within a mixed-asset portfolio. The SIIC index is used to this purpose. Preliminary results indicate it to be highly and significantly correlated to stock, while it displays a very low and non-significant correlation with the direct housing asset. When it comes to portfolio allocation decision, we showed that the adding of SIIC index in mixed asset portfolio does not improve its overall performance; the bulk of our 127 portfolios, that maximize the Sharpe ratio for each portfolio invested in stock, bond, cash and housing in one of the communes of the Greater Paris area, saw their returns lowered and risks increased.

#### *Research limitation and future research*

Finally, it is worthy to remind that the results of the study should be considered in light of its shortcomings. First, the analysis conducted relies on short and low frequency time series, which may weaken the obtained results. In addition, the analysis is based on historical data of assets returns, that may not hold in the future. Future research should address this shortcoming by using expected returns instead of historic returns. Second, when computing assets' returns, no tax benefits, transaction costs, additional costs (maintenance, management, etc.), risk premiums (rental vacancy, illiquidity, etc.) were taken into consideration, although they would impact assets' performances. Future research should overcome this shortcoming by adjusting the returns series according to French local markets

conditions and prevailing usages (see for example the study of Hoesli et al., 2007, that applied a fixed liquidity premium of 150 basis points to the housing returns series in Switzerland). Finally, this study focuses on the particular area of the Greater Paris, future research may extend this area to other French metropolis or even consider broader and international diversification opportunities.

## Appendix

**Table 1.** Detailed list of the communes within the five housing groups resulting from the A.H.C

Group 1	Group 2	Group 3	Group 4	Group 5
1 <sup>st</sup> District	9 <sup>th</sup> District	11 <sup>th</sup> District	Athis-Mons	Clichy
2 <sup>nd</sup> District	10 <sup>th</sup> District	12 <sup>th</sup> District	Juvisy-sur-Orge	Gennevilliers
3 <sup>rd</sup> District	Antony	13 <sup>th</sup> District	Morangis	Villeneuve-la-Garenne
4 <sup>th</sup> District	Bois-Colombes	14 <sup>th</sup> District	Savigny-sur-Orge	Aubervilliers
5 <sup>th</sup> District	Boulogne-Billancourt	15 <sup>th</sup> District	Viry-Châtillon	Aulnay-sous-Bois
6 <sup>th</sup> District	Bourg-la-Reine	17 <sup>th</sup> District	Asnières-sur-Seine	Bagnolet
7 <sup>th</sup> District	Châtenay-Malabry	18 <sup>th</sup> District	Bagneux	Le Blanc-Mesnil
8 <sup>th</sup> District	Châtillon	19 <sup>th</sup> District	Colombes	Bobigny
16 <sup>th</sup> District	Chaville	20 <sup>th</sup> District	La Garenne-Colombes	La Courneuve
Neuilly-sur-Seine	Clamart		Malakoff	Épinay-sur-Seine
	Courbevoie		Nanterre	Montreuil
	Fontenay-aux-Roses		Puteaux	Pantin
	Garches		Bondy	Pierrefitte-sur-Seine
	Issy-les-Moulineaux		Le Bourget	Romainville
	Levallois-Perret		Drancy	Saint-Denis
	Meudon		Gagny	Saint-Ouen
	Montrouge		Les Lilas	Stains
	Le Plessis-Robinson		Livry-Gargan	Orly
	Rueil-Malmaison		Neuilly-Plaisance	Villeneuve-le-Roi
	Saint-Cloud		Neuilly-sur-Marne	Villeneuve-Saint-Georges
	Sceaux		Noisy-le-Grand	Argenteuil
	Sèvres		Noisy-le-Sec	Bezons
	Suresnes		Les Pavillons-sous-Bois	
	Vanves		Le Raincy	
	Ville-d'Avray		Rosny-sous-Bois	
	Bry-sur-Marne		Sevran	
	Cachan		Tremblay-en-France	
	Charenton-le-Pont		Villemomble	
	Fontenay-sous-Bois		Villepinte	
	L'Haÿ-les-Roses		Alfortville	
	Joinville-le-Pont		Arcueil	
	Nogent-sur-Marne		Boissy-Saint-Léger	
	Le Perreux-sur-Marne		Champigny-sur-Marne	
	Le Plessis-Trévisé		Chennevières-sur-Marne	
	Saint-Mandé		Chevilly-Larue	
	Saint-Maur-des-Fossés		Choisy-le-Roi	
	Saint-Maurice		Créteil	
	Thiais		Fresnes	
	Vincennes		Gentilly	
			Ivry-sur-Seine	
			Le Kremlin-Bicêtre	
			Limeil-Brévannes	
			Maisons-Alfort	
			Sucy-en-Brie	
			Villejuif	
			Villiers-sur-Marne	
			Vitry-sur-Seine	

## ***CONCLUSION GÉNÉRALE***

---



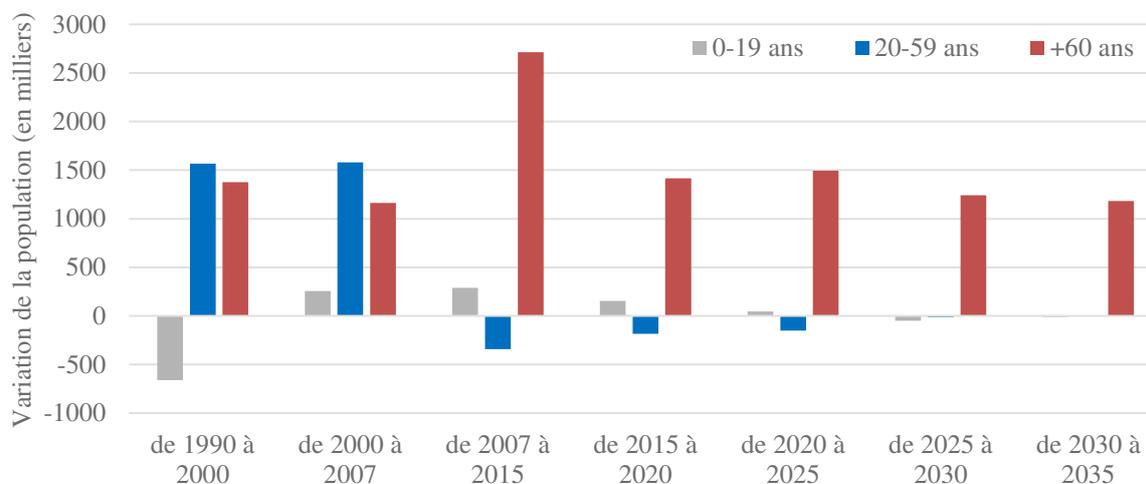
## ***CONCLUSION GÉNÉRALE***

Tout au long de cette thèse, le marché de l'immobilier résidentiel en France a été analysé sous différents angles. Une attention particulière a été accordée à l'évolution de la richesse immobilière en fonction des différents territoires étudiés ainsi qu'aux mouvements des prix et des rendements de l'immobilier résidentiel.

Le premier article de cette thèse a étudié le marché résidentiel français en prenant en compte la composante démographique. Après l'exposition d'une revue de littérature détaillée qui valide le rôle grandissant des variables démographiques dans la détermination des fluctuations des prix de l'immobilier résidentiel, cet article s'est intéressé plus particulièrement à l'effet taille et l'effet structure de la population française sur les prix de l'immobilier résidentiel en France. À travers une étude de panel portant sur les 94 départements français, cet article explore empiriquement le lien existant entre les prix de l'immobilier résidentiel d'une part, et la taille de la population totale ainsi que le ratio de dépendance des personnes âgées d'autre part. Quelques résultats pertinents méritent d'être rappelés :

- Lors de la prise en compte de la dimension démographique dans l'explication des dynamiques des prix de l'immobilier résidentiel, les facteurs habituellement invoqués (taux d'intérêt, la construction neuve, taux de divorce, etc.) ont un rôle mineur, voire nul pour certains, comparés aux facteurs démographiques (la taille de la population et le vieillissement de la population, mesuré par le ratio de dépendance des personnes âgées soit le ratio des retraités par actifs)

- L'envolée des prix l'envolée des prix entre 1996 et 2006 est à notre opinion la conséquence directe d'un choc de demande. En effet, cette période coïncide avec la présence de tous les baby-boomers sur le marché du travail, alors âgés de 26 ans à 61 ans. Ces classes d'âge appartenant à la population active sont des acheteurs de logements qui sont non seulement très nombreux mais aussi solvables (les plus jeunes d'entre eux étaient déjà dans la tranche d'âge du premier achat, les autres étaient plus avancés dans leur carrière). Ceci a engendré, outre un accroissement marqué de la propriété immobilière au bénéfice des plus âgés, un mouvement des prix à la hausse, rendant ainsi plus difficile l'accession des générations futures au logement. Cependant, cette situation ne saurait perdurer car la demande de biens immobiliers n'augmente plus en raison du vieillissement structurel qui s'est installé en France. En effet, à partir de l'an 2000 et pour les 35 années à venir, tous les cinq ans il y aura en moyenne 1,5 million personnes supplémentaires de plus de 60 ans (figure A). Ceci résultera en une hausse de cette classe d'âge de 12,1 millions de personnes en l'an 2000 à 21,3 millions de personnes en 2035. Quant à la hausse de la population active, elle sera beaucoup plus modérée : elle passera de 31,6 millions de personnes en 2000 à 32,5 millions en 2035.

**Figure A. Évolution de la taille de la population par classe d'âge**

Champ : France métropolitaine.

Sources : INSEE, estimations de population et statistiques de l'état civil jusqu'en 2007 et projection de population 2007-2060.

- Enfin, dans la lignée de plusieurs études réalisées dans plusieurs pays qui présentent différentes réalités démographiques et immobilières, nos résultats indiquent que la variable « population totale » impacte positivement les niveaux des prix de l'immobilier résidentiel et que le vieillissement de la population, mesuré par « le ratio retraités/actifs », impacte négativement les prix de l'immobilier résidentiel en France. Ce constat est cohérent avec la théorie de l'économie du cycle de vie prônant l'idée qu'un individu tend à lisser sa consommation tout au long de son existence. En effet, un individu accumule de la richesse durant sa vie active en se constituant un patrimoine immobilier et financier. Ensuite, à partir de la retraite et jusqu'au décès, ce même individu désépargne grâce à la vente progressive de son patrimoine et la transformation de ses actifs en cash afin de faire face à la baisse de ses revenus, ou au financement d'une éventuelle dépendance future, etc. Les héritiers quant à eux interviennent au moment du décès pour la revente du bien immobilier qui est éventuellement trop loin de leur lieu de résidence, trop grand pour eux et trop coûteux à entretenir.

C'est ainsi que la population active représente la demande d'actifs, le logement dans notre cas et la population à partir de l'âge de la retraite représente l'offre sur le marché. En ramenant donc le ratio offre par demande au ratio retraités par actifs, la dynamique des prix se trouve impactée par la distorsion des tailles des différentes cohortes de la population. Or l'évolution démographique à laquelle fait face la France, comme la plupart des pays développés, va dans le sens d'un vieillissement de la population important et structurel qui résulte d'un allongement de l'espérance de vie et d'une stagnation, voire baisse, du taux de natalité.

En France particulièrement, le déplacement progressif de la cohorte des baby-boomers vers le papy-boom depuis les années pivots 2005 – 2006 impacte fortement la structure de la population. Tous ces éléments, auxquels s'ajoute un taux de mortalité important (dû aux papy-boomers qui auront plus de 90 ans à partir de 2035), contribueront à l'accroissement de l'offre provenant des plus âgés et de leurs héritiers. Les niveaux des prix seront amenés à s'ajuster à la baisse dès lors que cette offre désormais massive sur le marché ne trouvera pas preneurs et ne pourra être absorbée par une demande moins importante et moins solvable des plus jeunes (les actifs).

En concordance avec ce dernier point, à savoir l'ajustement du marché de l'immobilier résidentiel en fonction de la démographie, nous nous sommes rapidement posé la question de la dynamique spatiale de ce phénomène. Si au niveau national le vieillissement de la population engendre une lente érosion du prix moyen du fait de l'inévitable augmentation des personnes âgées et des décès et donc du volume de biens vendus sur le marché, cette évolution se réalise cependant de manière très inégale sur l'ensemble des territoires. En effet, les deux facteurs démographiques (la taille de la population, le ratio retraités/actifs) qui déterminent les prix des logements sont fortement hétérogènes sur le territoire français.

Le deuxième article de cette thèse a donc traité de l'aspect territorial et de l'influence différenciée de la démographie sur les marchés immobiliers locaux et régionaux. À cette occasion, une hypothèse initiale a été formulée sur le rôle structurant du lien « démographie-prix immobiliers ». Ce dernier a permis de distinguer trois grandes familles de départements dont les marchés résidentiels se différencient en fonction des tendances démographiques locales (tailles et structures des populations). De plus, grâce aux différentes analyses en composantes principales conduites, nous avons pu constater que les composantes structurantes qui ont émergé sont étroitement liées à la dynamique « démographie-prix immobiliers ». Ainsi, l'approche typologique des marchés a permis de confirmer que les différenciations des marchés résidentiels relèvent de facteurs structurels relatifs entre autres à la démographie. Quelques résultats pertinents sont résumés ci-dessous :

- Tout d'abord, nous avons pu identifier trois types de départements ; Certains départements voient leur parc immobilier se déprécier progressivement, dans des proportions moyennes, du fait d'un vieillissement assez fort (impact négatif sur les niveaux des prix) que l'accroissement modeste de leur population (impact positif sur les niveaux des prix) ne réussit pas à compenser. Ces départements payent la « facture » du papy-boom d'une manière assez standard. Cependant, nous avons pu aussi identifier des départements très vieillissants et en perte de population où les prix des logements s'effondrent. Ceux-ci surpayent la facture du papy-boom ; les parcs immobiliers de ces départements sont amenés à perdre beaucoup de valeur, sans pour autant arriver à avoir une rotation fluide du stock étant donné la faible demande dans ces zones. À titre d'exemple, dans l'un de ces départements, la vente d'une maison de 120m<sup>2</sup> peut durer plusieurs années pour être enfin vendue à 40 000 euros (information provenant de notre entourage). Enfin, d'autres départements dans lesquels le vieillissement est faible et l'accroissement de la population est fort ; les prix immobiliers sont appelés à se

maintenir, voire à croître. Ces derniers sont les grands gagnants de l'inévitable réorganisation spatiale de la valeur qui se réalise à l'occasion de ce papy-boom.

- Ensuite, les composantes principales structurantes identifiées ont reflété, de part et d'autre des axes du plan, les aspects déclinants et les aspects porteurs des entités qui se positionnent autour des axes. Partant de ce constat, une confrontation des départements dits « ordinaires » et des départements ayant au moins une caractéristique particulière a été réalisée. On notera le fait que les départements « ordinaires » ont montré une homogénéité et une proximité plus marquées avec la première composante structurante et plus précisément avec son aspect déclinant, tandis que le fait d'avoir une caractéristique particulière est discriminant et place ces départements de manière plus dispersées autour des axes des composantes structurantes.
- Des segmentations plus fines ont été réalisées : les départements de la capitale française étendue à sa « 3ème couronne », les départements accueillant les capitales régionales, les départements littoraux et enfin les départements frontaliers. Sur cette base, les analyses en composantes principales ont été reconduites sur chacun de ces sous-groupes de départements. Ces derniers, bien qu'obéissant toujours aux mêmes composantes principales, semblent plus sensibles à certaines variables structurantes au sein de ces composantes, ce qui explique en quelque sorte leur moindre degré d'homogénéité par rapport aux départements dits « ordinaires ».
- Ainsi, il s'est avéré que certaines situations géographiques peuvent atténuer les effets de la démographie et créer des dynamiques différentes. À titre d'exemple, ces destructions et créations de valeur imputables aux dynamiques de vieillissement inégales des territoires et à leurs impacts sur les marchés immobiliers résidentiels, semblent profiter avant tout aux métropoles qui voient leurs parcs s'apprécier fortement. Le statut de métropole serait une assurance contre la perte de richesse immobilière. Certains

départements qui n'hébergent pas de métropoles tirent tout de même leur épingle du jeu. Il s'agit des départements proches d'une métropole, ceux situés sur un littoral ou possédant une frontière, ceux qui bénéficient d'une activité touristique notable ou encore d'un tissu PME/PMI dense. Il est alors très important de souligner que pour appartenir à ce groupe des gagnants du papy-boom (c'est-à-dire les départements qui voient leurs parcs résidentiels prendre de la valeur), ne satisfaire qu'une seule de ces caractéristiques ne saurait suffire ; deux, voire trois sont nécessaires. Les autres départements paient, ou surpaient, les effets du papy-boom et sont soumis à des destructions de richesse immobilière.

- Il ressort enfin de cet article que l'organisation départementale en fonction de la relation démographique-immobilière identifiée, peut correspondre à d'autres organisations départementales en fonction d'autres facteurs. Par exemple, d'un point de vue socio-économique le degré de gentrification départementale correspond étroitement à la dynamique positive / porteuse de la relation démographie-immobilier. En d'autres termes, les habitants des départements gentrifiés voient leur richesse immobilière s'accroître, tandis que les départements avec un grand nombre d'ouvriers et d'employés voient leur patrimoine se déprécier. Le nombre total d'habitants est aussi un bon prédicteur, les départements peu peuplés ont tendance à surpayer, même s'il peut exister des exceptions (Tarn-et-Garonne, Hautes-Alpes). Ce qui est paradoxalement plus étonnant c'est que la géographie du chômage ne recoupe pas celle de ce remodelage de la richesse immobilière. Donner une trop grande place à cet indicateur pour orienter les politiques d'aménagement du territoire impliquerait d'ignorer une bonne part de l'impact de la démographie sur les marchés immobiliers.

Enfin, le troisième article de cette thèse s'est intéressé au marché résidentiel dans la métropole parisienne. Plus particulièrement, l'immobilier résidentiel dans cette zone est considéré comme une classe d'actif. Ainsi, nous examinons le rôle de cette classe d'actif au sein d'un portefeuille mixte constitué d'actions, d'obligations et de cash. Cet article s'articule autour de quatre thèmes principaux :

- La comparaison des profils risque-rendement des classes d'actifs considérés au sein du portefeuille mixte, à savoir : les actions, les obligations, le cash et l'immobilier résidentiel direct dans les communes de notre zone d'étude.
- L'analyse de la capacité de l'immobilier résidentiel direct à diversifier efficacement un portefeuille financier classique
- L'analyse de la capacité de l'immobilier résidentiel direct à protéger contre l'inflation
- La détermination de la part optimale allouée à l'actif résidentiel en fonction des différentes communes considérées.

Pour ce faire, nous analysons tout d'abord les marchés résidentiels locaux des 127 communes de notre zone d'étude qui est le Grand Paris. Il ressort de l'analyse des fondamentaux de ces marchés que les opportunités d'investissement sont multiples en raison d'un parc locatif et d'un stock de logements importants. Un grand événement (les Jeux olympiques à Paris en 2024) et un facteur structurel (Le Grand Paris) alimentent de plus l'attractivité du marché résidentiel de cette zone. Ensuite, nous avons présenté la littérature qui discute des avantages de l'inclusion de l'immobilier résidentiel direct dans un portefeuille d'actifs financiers : la capacité à protéger contre l'inflation et la capacité à diversifier le portefeuille. Ces deux points sont vérifiés empiriquement dans notre contexte français pour la métropole parisienne. Pour évaluer la capacité de l'immobilier résidentiel direct à protéger contre l'inflation, nous avons eu recours à une analyse des corrélations entre les rendements de cette classe d'actif et l'inflation. La forte corrélation positive et

significative obtenue confirme la capacité de l'immobilier résidentiel à protéger contre l'inflation, ce qui n'est pas le cas des autres classes d'actifs considérés (voir l'exemple des actions dont les rendements sont négativement corrélés à l'inflation). En régressant par la suite les rendements immobiliers sur l'inflation anticipée et non anticipée, nous avons trouvé que l'immobilier résidentiel protège particulièrement contre la composante non anticipée de l'inflation.

Pour ce qui est de l'évaluation du rôle joué par l'investissement résidentiel direct dans une optique de diversification de portefeuille, nous avons tout d'abord calculé le degré de corrélation entre les rendements de l'immobilier résidentiel et celles des autres classes d'actifs. Le gain résultant de l'inclusion de l'immobilier résidentiel est apprécié en fonction du degré de corrélation entre les rentabilités des différentes classes d'actifs. Les résultats confortent l'idée que l'actif immobilier résidentiel direct constitue un bon élément de diversification ; les corrélations obtenues entre les rendements du résidentiel et ceux des actions et obligations sont toutes soit négatives soit très proches de zéro, aucune d'entre elles n'est significative. Ce résultat n'est pas surprenant car en plus d'être largement validé dans la littérature empirique, il est la confirmation de la non concomitance des cycles des différents actifs (Hoesli, 2011).

L'évaluation de la diversification apportée par l'inclusion de l'actif résidentiel direct dans un portefeuille composé de valeurs mobilières a également été confirmée grâce à la théorie du portefeuille (Markowitz, 1952). Cette dernière nous a permis de construire des frontières efficientes constituées de l'ensemble des combinaisons efficientes au sens du critère moyenne-variance. Ainsi, nous avons pu comparer les frontières efficientes avec et sans immobilier résidentiel direct, et examiner le surcroît de rentabilité pour un niveau de risque donné ou inversement la diminution du risque pour un niveau de rentabilité donné. Les

graphiques obtenus font apparaître que la frontière efficiente du portefeuille composé de valeurs mobilières uniquement sous-performe systématiquement les frontières efficientes des portefeuilles incluant l'immobilier résidentiel direct. L'analyse des corrélations entre les rendements des actifs ainsi que la comparaison des frontières efficientes laissent augurer des possibilités de diversification importantes émanant de la prise en compte des actifs immobiliers résidentiels dans un portefeuille composé de valeurs mobilières.

Après la validation des avantages de l'inclusion de l'immobilier résidentiel direct au sein d'un portefeuille mixte, il était crucial de s'intéresser par la suite aux pondérations des différents actifs. La théorie de portefeuille de Markowitz nous a permis d'évaluer différentes combinaisons des classes d'actifs au sein des portefeuilles mixtes et de déterminer les combinaisons optimales selon les contraintes de l'investisseur. En effet, étant donné les faibles corrélations entre les rendements du résidentiel et ceux des autres classes d'actifs, les portefeuilles efficients se trouvant sur la frontière efficiente donnent un poids important aux logements dans la zone du Grand Paris. Par exemple, la part de cet actif dans le portefeuille particulier qui maximise le ratio de Sharpe est de l'ordre de 28% à 68% en fonction de la commune choisie. Par contre, le portefeuille qui minimise la variance n'inclut pas du tout l'actif résidentiel et est composé majoritairement de cash.

#### *Ouverture et pistes de recherche :*

Pour conclure ce travail, nous dirons qu'il est absolument nécessaire de continuer la recherche sur l'immobilier résidentiel, ce marché surprenant dans sa mutation continue. Les champs d'étude sont très vastes. Voici brièvement quelques pistes qui s'inscrivent dans la continuité et surtout l'amélioration de ce travail de thèse.

Tout d'abord, le premier chapitre de thèse pourrait être complété par une étude prospective approfondie. Les fonctions d'impulsion seraient une des méthodologies possibles pour

mesurer l'impact des facteurs démographiques en modulant les scénarios de variation de la population, tant en taille qu'en structure.

Il est à noter que pour les deux premiers chapitres, l'étude du marché résidentiel français au niveau départemental a été dictée par la disponibilité et l'accessibilité des données (les données immobilières plus particulièrement). Si l'opportunité se présente, l'utilisation de données plus locales serait très pertinente et nous permettra une segmentation plus fine du territoire français.

Le troisième chapitre qui s'intéresse à l'actif résidentiel au sein d'un portefeuille mixte pourrait être amélioré sur plusieurs axes. Tout d'abord, au vu des résultats obtenus sur données historiques, il serait intéressant de mener une étude sur des données prospectives. Il y aurait alors un véritable enjeu sur les méthodes d'estimations des données prévisionnelles. Les résultats qui ont été obtenus dépendent de nombreux facteurs, comme le choix des classes d'actifs à intégrer dans le portefeuille mixte et le choix des proxys qui a également des conséquences importantes. Un approfondissement des tests de robustesse pourrait être réalisé afin de confirmer le poids et le rôle de l'actif résidentiel au sein du portefeuille mixte et ce quelle que soit sa composition. Un autre point important à creuser est la prise en compte du mode de financement et de son potentiel impact sur les rentabilités générées. En effet, nous avons considéré que le financement des acquisitions immobilières se fait intégralement par capitaux propres. Si ceci est le cas pour plusieurs investisseurs, notamment institutionnels, il n'en est pas de même pour les investisseurs-consommateurs particuliers (tels que les ménages).

La mesure du risque est aussi une question à explorer, bien que les caractéristiques fondamentales de l'actif résidentiel impliquent que l'allocation dans cette classe ne devrait pas changer fondamentalement en fonction de la méthodologie adoptée et des mesures utilisées pour rendre compte du risque (selon Foo et Eng, 2000). S'il est important de

rappeler que dans notre cas nous avons utilisé la variance et l'écart-type pour mesurer le risque, il convient d'être conscient du fait qu'il existe d'autres mesures de risque qui pourrait être tout aussi pertinentes tel que le maximum *drawdown* utilisé par Hamelink et Hoesli (2004). La comparaison de nos résultats avec ceux obtenus en utilisant d'autres mesures de risques constituerait probablement un axe de recherche intéressant.

Enfin, une étude plus approfondie de l'investissement immobilier indirect pourrait être entreprise. Plus globalement, une étude de diversification intra-classes d'actifs immobiliers pourrait aussi être considérée. Le potentiel de diversification offert par l'immobilier résidentiel ailleurs qu'en métropole parisienne, par exemple en régions voire même à l'international, pourrait aussi représenter une voie de recherche pertinente.

## ***BIBLIOGRAPHIE***

---



## A

Aalbers, M. B., & Christophers, B. (2014). Centring housing in political economy. *Housing, Theory and Society*, 31(4), 373-394.

Abe, T. (2015). Geographical shrinking of the Tokyo Metropolitan Area: its demographic and residential background. *Urban Geography of Post-Growth Society*, 31-44.

Abel, A. B. (2003). The effects of a baby boom on stock prices and capital accumulation in the presence of social security. *Econometrica*, 71(2), 551-578.

Aik, N. C. (2012). Malaysian real estate investment trusts (M-REITS) and the financial crisis: A performance and comparative analysis. *International Journal of Research in Commerce & Management*, 3(1), 13-18.

Anari, A., & Kolari, J. (2002). House prices and inflation. *Real Estate Economics*, 30(1), 67-84.

Andel, R., & Liebig, P. S. (2002). The city of Laguna Woods: a case of senior power in local politics. *Research on Aging*, 24(1), 87-105.

Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The "life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *The American economic review*, 53(1), 55-84.

Ang, A., & Maddaloni, A. (2005). Do Demographic Changes Affect Risk Premiums? Evidence from International Data. *Journal of Business* 78 no.1, 341–80.

Appert, M. (2012). Les JO 2012 à Londres : un grand événement alibi du renouvellement urbain à l'est de la capitale. *Géococonfluences*.

## B

Bajic, V. (1983). The effects of a new subway line on housing prices in metropolitan Toronto. *Urban Studies*, 20(2), 147-158.

Bakshi, G. S., & Chen, Z. (1994). Baby boom, population aging, and capital markets. *Journal of Business*, 165-202.

Bartholomew, D. J., Knott, M., & Moustaki, I. (2011). *Latent variable models and factor analysis: A unified approach* (Vol. 904). John Wiley & Sons.

Batey, P. W. (2018). What Can Demographic–Economic Modeling Tell Us about the Consequences of Regional Decline?. *International Regional Science Review*, 41(2), 256-281.

Beaubrun-Diant, K. E., & Maury, T. P. (2015). Quels sont les effets du prêt à taux zéro sur les prix du foncier. *Edhec Position paper*.

Benefield, J. D., Anderson, R. I., & Zumpano, L. V. (2009). Performance differences in property-type diversified versus specialized real estate investment trusts (REITs). *Review of Financial Economics*, 18(2), 70-79.

Ben-Shahar, D. (2003). A performance comparison between dwellings and financial assets in Israel. *Journal of Real Estate Literature*, 11(2), 177-194.

Bhuyan, R., Kuhle, J. L., Al-Deehani, T. M., & Mahmood, M. (2015). Portfolio Diversification Benefits Using Real Estate Investment Trusts—An Experiment with US Common Stocks, Equity Real Estate Investment Trusts, and Mortgage Real Estate Investment Trusts. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5(4), 922-928.

Bond, M., & Seiler, M. (1998). Real estate returns and inflation: an added variable approach. *Journal of Real Estate Research*, 15(3), 327-338.

Bonnet, O., Bono, P. H., Chapelle, G., & Wasmer, E. (2014). *Le capital logement contribue-t-il aux inégalités? Retour sur le capital au XXIe siècle de Thomas Piketty* (No. 25). Sciences Po.

Bono, P. H., & Trannoy, A. (2012). Evaluation de l'impact du dispositif Scellier sur les prix fonciers.

Booth, D. E. (1987). Regional long waves and urban policy. *Urban Studies*, 24(6), 447-459.

Boterman, W. R., Karsten, L., & Musterd, S. (2010). Gentrifiers settling down? Patterns and trends of residential location of middle-class families in Amsterdam. *Housing Studies*, 25(5), 693-714.

Bowes, D. R., & Ihlanfeldt, K. R. (2001). Identifying the impacts of rail transit stations on residential property values. *Journal of Urban Economics*, 50(1), 1-25.

Burholt, V., & Dobbs, C. (2012). Research on rural ageing: Where have we got to and where are we going in Europe?. *Journal of rural studies*, 28(4), 432-446.

## C

Campbell, J. Y., & Cocco, J. F. (2007). How do house prices affect consumption? Evidence from micro data. *Journal of monetary Economics*, 54(3), 591-621.

Carbonaro, G., Leanza, E., McCann, P., & Medda, F. (2018). Demographic decline, population aging, and modern financial approaches to urban policy. *International Regional Science Review*, 41(2), 210-232.

Cervero, R., & Duncan, M. (2001). Rail transit's value added: Effect of proximity to light and commuter rail transit on commercial land values in Santa Clara County California. *National Association of Realtors Urban Land Institute*.

Chau, K. W., & Ng, F. F. (1998). The effects of improvement in public transportation capacity on residential price gradient in Hong Kong. *Journal of property valuation and investment*, 16(4), 397-410.

Chaudhry, M. K., Myer, F. N., & Webb, J. R. (1999). Stationarity and cointegration in systems with real estate and financial assets. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 18(3), 339-349.

Cheshire, P., & Sheppard, S. (1995). On the price of land and the value of amenities. *Economica*, 247-267.

Child, Dennis. (2006). *The Essentials of Factor Analysis* (3rd edition).

Christensen, K., Doblhammer G., Rau R., & Vaupel J. W. (2009). "Ageing Population: The Challenges Ahead." *The Lancet* 374, 1196–1208.

Clayton, J., & MacKinnon, G. (2003). The relative importance of stock, bond and real estate factors in explaining REIT returns. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 27(1), 39-60.

Cox, G., Darcy, M., & Bounds, M. (1994). *The Olympics and housing: A study of six international events and analysis of potential impacts of the Sydney 2000 Olympics*. Housing and Urban Studies Research Group, University of Western Sydney.

Crompton, J. L. (1995). Economic impact analysis of sports facilities and events: Eleven sources of misapplication. *Journal of sport management*, 9(1), 14-35.

Crouzet, E. (2003). L'immobilier de bureau dans l'espace urbain : évolutions des approches théoriques. *Géocarrefour*, 78(4), 269-279.

## D

d'Albis, H., & Moosa, D. (2015). Generational economics and the national transfer accounts. *Journal of Demographic Economics*, 81(4), 409-441.

Daniels, M. J., & Norman, W. C. (2003). Estimating the economic impacts of seven regular sport tourism events. *Journal of sport tourism*, 8(4), 214-222.

Davezies, L. (2008). La République et ses territoires. La circulation invisible des richesses. *Lectures, Les livres*.

Debrezion, G., Pels, E., & Rietveld, P. (2007). The impact of railway stations on residential and commercial property value: a meta-analysis. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35(2), 161-180.

Debrezion, G., Pels, E., & Rietveld, P. (2011). The impact of rail transport on real estate prices: an empirical analysis of the Dutch housing market. *Urban Studies*, 48(5), 997-1015.

DiPasquale, D., & Weathon. (1994). Housing market dynamics and the future of housing prices. *Journal of urban economics*, 35(1), 1-27.

Deweese, D. N. (1976). The effect of a subway on residential property values in Toronto. *Journal of Urban Economics*, 3(4), 357-369.

Diamond, P. A. (1965). National debt in a neoclassical growth model. *The American Economic Review*, 55(5), 1126-1150.

Dornbusch, D. (1975). BART-induced changes in property values and rents, in Land Use and Urban Development Projects, Phase I, BART: Final Report. *US Department of Transportation and US Department of Housing and Urban Development. Working Paper WP*, 21-5.

Downs, A. (1999). Some realities about sprawl and urban decline. *Housing policy debate*, 10(4), 955-974.

## E

Economics Research Associates. (1984). *Community Economic Impact of the 1984 Olympic Games in Los Angeles and Southern California*. Economics Research Associates.

Eichholtz, P., Op't Veld, H., & Schweitzer, M. (2000). REIT performance: does managerial specialization pay. *The performance of financial institutions*. Cambridge University Press, Cambridge, 199-220.

El Karoui, H. (2013). *La lutte des âges*. Éditions Flammarion, Paris.

Emont, G. (2015). *Marché du logement—L’empreinte des territoires*. Economica.

Engelhardt, G. V., & Poterba, J. M. (1991). House prices and demographic change: Canadian evidence. *Regional Science and Urban Economics*, 21(4), 539-546.

Ermisch, J. (1996). The demand for housing in Britain and population ageing: microeconomic evidence. *Economica*, 383-404.

## F

Fama, E. F., & Schwert, G. W. (1977). Asset returns and inflation. *Journal of financial economics*, 5(2), 115-146.

Fisher, J., Geltner, D., & Pollakowski, H. (2007). A quarterly transactions-based index of institutional real estate investment performance and movements in supply and demand. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 34(1), 5-33.

Fishman, R. (2008). *Bourgeois Utopias: The Rise and Fall of Suburbia*. New York: Basic Books.

Fogler, H. R., Granito, M. R., & Smith, L. R. (1985). A theoretical analysis of real estate returns. *The Journal of Finance*, 40(3), 711-719.

Fol, S., & Cunningham-Sabot, E. C. (2010). « Déclin urbain » et Shrinking Cities : une évaluation critique des approches de la décroissance urbaine. In *Annales de géographie* (No. 4, pp. 359-383). Armand Colin.

Foo, T., & Eng, S. (2000). Asset allocation in a downside risk framework. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 6(3), 213-223.

Fortin, M., & Leclerc, A. (2002). Déterminants du prix réel des logements au Canada. *L'Actualité économique*, 78(3), 293-320.

Fougère, M., & Mérette, M. (1999). Population ageing and economic growth in seven OECD countries. *Economic Modelling*, 16(3), 411-427.

Franklin, R. S., & van Leeuwen, E. S. (2018). For whom the bells toll: Alonso and a regional science of decline. *International regional science review*, 41(2), 134-151.

Friedrichs, J. (1993). A theory of urban decline: economy, demography and political elites. *Urban Studies*, 30(6), 907-917.

## G

- Ganesan, S., & Chiang, Y. (1998). The inflation-hedging characteristics of real and financial assets in Hong Kong. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 4(1), 55-67.
- Gatzlaff, D. H., & Smith, M. T. (1993). The impact of the Miami Metrorail on the value of residences near station locations. *Land Economics*, 54-66.
- Gavrilova, N. S., & Gavrilov, L. A. (2009). Rapidly aging populations: Russia/Eastern Europe. In *International handbook of population aging* (pp. 113-131). Springer, Dordrecht.
- Georgiev, G., Gupta, B., & Kunkel, T. (2003). Benefits of real estate investment. *Journal of Portfolio Management*, 29, 28-34.
- Gh  ki  re, J. F. (2006). La distribution des   ges dans la ville. Le vieillissement des espaces urbains con  us pour des populations jeunes. In *Les annales de la recherche urbaine* (Vol. 100, No. 1, pp. 7-13). Centre de Recherche d'Urbanisme.
- Giliberto, S. (1992). The allocation of real estate to future mixed-asset institutional portfolios. *Journal of Real Estate Research*, 7(4), 423-432.
- Giuliano, G. (2004). Land use impacts of transportation investments. *The geography of urban transportation*, 3, 237-273.
- Glaeser, E. L., Gyourko, J., & Saks, R. E. (2005). Urban growth and housing supply. *Journal of economic geography*, 6(1), 71-89.
- Glascok, J. L., Lu, C., & So, R. W. (2000). Further evidence on the integration of REIT, bond, and stock returns. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 20(2), 177-194.
- Goebel, P., & Kim, K. (1989). Performance evaluation of finite-life real estate investment trusts. *Journal of Real Estate Research*, 4(2), 57-69.
- Goetzmann, W. N., & Ibbotson, R. G. (1990). The performance of real estate as an asset class. *Journal of Applied Corporate Finance*, 3(1), 65-76.
- Gyourko, J., & Linneman, P. (1988). Owner-occupied homes, income-producing properties, and REITs as inflation hedges: Empirical findings. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1(4), 347-372.

## H

- Hamelink, F., & Hoesli, M. (2004). Maximum drawdown and the allocation to real estate. *Journal of Property Research*, 21(1), 5-29.
- Halbert, L. (2013). Les acteurs des marchés financiers font-ils la ville ? Vers un agenda de recherche. *EspacesTemps. net*, 9, 2013.
- Halbert, L., Henneberry, J., & Mouzakis, F. (2014). Finance, business property and urban and regional development. *Regional Studies*, 48(3), 421-424.
- Hall, C. M., & Hodges, J. (1998). The politics of place and identity in the Sydney 2000 Olympics: 'Sharing the spirit of corporatism'. *The politics of place and identity in the Sydney 2000 Olympics: 'Sharing the spirit of corporatism'*, 95-112.
- Hall, P. (1985). The geography of the fifth Kondratieff. *Silicon landscapes*, 1-19.
- Harris, R. D., & Tzavalis, E. (1999). Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal of econometrics*, 91(2), 201-226.
- Hartzell, D., Hekman, J., & Miles, M. (1986). Diversification categories in investment real estate. *Real Estate Economics*, 14(2), 230-254.
- Häußermann, H., & Siebel, W. (1988). Die schrumpfende Stadt und die Stadtsoziologie. In *Soziologische Stadtforschung* (pp. 78-94). VS Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden.
- Hendershott, P. H. (1991). Are real house prices likely to decline by 47 percent?. *Regional Science and Urban Economics*, 21(4), 553-563.
- Hino, M., & Tsutsumi, J. (Eds.). (2015). *Urban geography of post-growth society*. Tohoku University Press.
- Hirayama, Y. (2010). The role of home ownership in Japan's aged society. *Journal of Housing and the Built Environment*, 25(2), 175-191.
- Hochstenbach, C., & Boterman, W. R. (2017). Intergenerational support shaping residential trajectories: Young people leaving home in a gentrifying city. *Urban studies*, 54(2), 399-420.
- Hoesli, M., & Hamelink, F. (1997). An examination of the role of Geneva and Zurich housing in Swiss institutional portfolios. *Journal of Property Valuation and Investment*, 15(4), 354-371.

Hoesli, M., Lekander, J., & Witkiewicz, W. (2004). International evidence on real estate as a portfolio diversifier. *Journal of Real Estate Research*, 26(2), 161-206.

Hoesli, M., Macgregor, B. D., & Nanthakumaran, N. (1995). *The Inflation Hedging Characteristics of UK Real Estate (Some Conceptual and Empirical Elaborations)*. European Real Estate Society (ERES).

Holland, A. S. (1991). The baby boom and the housing market: Another look at the evidence. *Regional Science and Urban Economics*, 21(4), 565-571.

Hutchison, N. E. (1994). Housing as an investment? A comparison of returns from housing with other types of investment. *Journal of Property Finance*, 5(2), 47-61.

## I

Ibbotson, R. G., & Siegel, L. B. (1984). Real estate returns: a comparison with other investments. *Real Estate Economics*, 12(3), 219-242.

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), 53-74.

Ishiguro, K. (2014). Food Access Among Elderly Japanese People. *Asian Social Work and Policy Review*, 8(3), 275-279.

## J

Jackson, K. T. (1987). *Crabgrass frontier: The suburbanization of the United States*. Oxford University Press.

Jamal, A. M. M., & Quayes, S. (2004). Demographic structure and stock prices. *Economics Letters*, 84(2), 211-215.

## K

Koizumi, R., Nishiyama, H., Kubo, T., Kukimoto, M., & Kawaguchi, T. (2011). New dimensions of housing acquisition in the Tokyo bay area: Skyscraper condominium residents in Toyosu. *Geographical review of Japan series A*, 84(6), 592-609.

Kubo, T., Yui, Y., & Sakaue, H. (2013). Increasing vacant housing in the Japanese metropolitan suburbs. *Annals of the Japan Society for Urbanology*, 47, 183-190.

Hoff, A. (Ed.). (2011). *Population ageing in Central and Eastern Europe: Societal and policy implications*. Ashgate Publishing, Ltd..

Kuhle, J. (1987). Portfolio diversification and return benefits—common stock vs. real estate investment trusts (REITs). *Journal of Real Estate Research*, 2(2), 1-9.

Kuhle, J., Walther, C., & Wurtzebach, C. (1986). The financial performance of real estate investment trusts. *Journal of Real Estate Research*, 1(1), 67-75.

## L

Landis, J., Guhathakurta, S., Huang, W., Zhang, M., & Fukuji, B. (1995). Rail transit investments, real estate values, and land use change: A comparative analysis of five California rail transit systems.

Languillon, R. (2015). *Global Tokyo : ville mature, métropole renaissante* (Doctoral dissertation, Lyon 2).

Languillon-Aussel, R. (2016). Tokyo, les recompositions démographiques d'une ville mature. *Espace populations sociétés. Space populations societies*, (2015/3-2016/1).

Languillon-Aussel, R. (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.

Languillon R., & Appert M. (2017). Impacts des jeux olympiques sur la recomposition des marchés immobiliers matures : le cas de Tokyo à travers ses comparaisons internationales. *Research report of the Advanced Olympic Research Grants, Olympic World Library*.

Le Bayon, S., Levasseur, S., & Madec, P. (2013). Achat de la résidence principale. *Revue de l'OFCE*, (2), 451-482.

Le Goix, R. (2005, March). The impact of gated communities on property values: evidences of changes in real estate markets (Los Angeles, 1980-2000). In *International Symposium TCE: Territory, Control and Enclosure, 28 Feb-3 March 2005-Pretoria, Rep. of South Africa* (<http://www.gated-communities.de>) (p. 23).

Le Goix, R. (2016). *Sur le front de la métropole : une géographie suburbaine de Los Angeles*.

Le Moigne, C., & La, É. (2008). Private real estate as an inflation hedge: an updated look with a global perspective. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 14(4), 263-286.

Lee, D. B. (1973). Case studies and impacts of BART on prices of single family residences. *University of California, Institute of Urban and Regional Development, Berkeley, CA.*

Lee, G. S., Schmidt-Dengler, P., Felderer, B., & Helmenstein, C. (2001). Austrian demography and housing demand: is there a connection. *Empirica*, 28(3), 259-276.

Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.

Li, J. (2015). Recent trends on housing affordability research: where are we up to?.

Li, V. W. (2001). Canadian real estate and inflation. *Canadian investment review*, 14(1), 39-42.

Lintz, G., Müller, B., & Schmude, K. (2007). The future of industrial cities and regions in central and eastern Europe. *Geoforum*, 38(3), 512-519.

Liu, C. H., Hartzell, D. J., & Hoesli, M. E. (1997). International evidence on real estate securities as an inflation hedge. *Real Estate Economics*, 25(2), 193-221.

Lollivier, S., & Verger, D. (1996). Patrimoine des ménages : déterminants et disparités.

Lord, S., & Luxembourg, N. (2007). The mobility of elderly residents living in suburban territories: mobility experiences in Canada and France. *Journal of Housing for the Elderly*, 20(4), 103-121.

Lutz, W., Sanderson, W., & Scherbov, S. (2008). The coming acceleration of global population ageing. *Nature*, 451(7179), 716.

## M

MacKinnon, G. H., & Al Zaman, A. (2009). Real estate for the long term: The Effect of return predictability on long-horizon allocations. *Real Estate Economics*, 37(1), 117-153.

Malfas, M., Houlihan, B., & Theodoraki, E. (2004). Impacts of the Olympic Games as mega-events. ICE.

Mankiw, N. G., & Weil, D. N. (1988). The baby boom, the baby bust, and the housing market. *Regional Science and Urban Economics*.

Marekwica, M., Maurer, R., & Sebastian, S. (2011). Asset Meltdown—Fact or Fiction?. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 17(1), 27-38.

Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The journal of finance*, 7(1), 77-91.

Maurice, A. (1947). *Economie et intérêt. Imprimerie Nationale, Paris.*

Mazuy, M., Barbieri, M., Breton, D., & d'Albis, H. (2015). L'évolution démographique récente de la France et ses tendances depuis 70 ans. *Population, 70*(3), 417-486.

Meligrana, J., & Skaburskis, A. (2005). Extent, location and profiles of continuing gentrification in Canadian metropolitan areas, 1981-2001. *Urban Studies, 42*(9), 1569-1592.

Mengden, A. and Hartzell, D.J. (1986), "Real estate investment trusts: are they stocks or real estate?". *Salomon Brothers Real Estate Research.*

Mommaas, H., & Poel, H. (1989). Changes in economy, politics and lifestyles: an essay on the restructuring of urban leisure. *Changes in economy, politics and lifestyles: an essay on the restructuring of urban leisure.*, 254-276.

Montezuma, J., & Gibb, K. (2006). Residential property as an institutional asset: the Swiss and Dutch cases. *Journal of Property Research, 23*(4), 323-345.

Mueller, G. R., Pauley, K. R., & Morrill, W. K. (1994). Should REITs be included in a mixed-asset portfolio. *Real Estate Finance, 11*(1), 23-28.

Mull, S. R., & Soenen, L. A. (1997). US REITs as an asset class in international investment portfolios. *Financial Analysts Journal, 53*(2), 55-61.

Murphy, J. A., & Kleiman, R. T. (1989). The inflation-hedging characteristics of equity REITs: an empirical study. *Quarterly Review of Economics and Business, 29*(3), 95-102.

## N

Nakamura, K., & Saita, Y. (2007). Land prices and fundamentals. *Bank of Japan, Working Paper Series.*

Neil Myer, F., & Webb, J. (1993). Return properties of equity REITs, common stocks, and commercial real estate: a comparison. *Journal of Real Estate Research, 8*(1), 87-106.

Nelson, A. C. (1999). Transit stations and commercial property values: a case study with policy and land-use implications. *Journal of Public Transportation, 2*(3), 4.

Neuteboom, P., & Brounen, D. (2007). Demography and housing demand—dutch cohort evidence. *Erasmus University Working Paper.*

Newell, G. (1995). Is Canadian real estate a hedge against inflation. *The Canadian Appraiser, 39*(2), 25-27.

Newell, G., Hwa, T., & Acheampong, P. (2002). Listed property trusts in Malaysia. *Journal of Real Estate Literature*, 10(1), 109-118.

Nishimura, K. G. (2011, June). Population ageing, macroeconomic crisis and policy challenges. In *Panel on "The General Theory and the Policy Responses to Macroeconomic Crisis" at the 75th Anniversary Conference of Keynes' General Theory*, University of Cambridge.

Noguchi, Y. (1994). Land prices and house prices in Japan. In *Housing markets in the United States and Japan* (pp. 11-28). University of Chicago Press.

Norges Bank. (2015). *The diversification potential of real estate*. Norges Bank.

## O

Ohtake, F., & Shintani, M. (1996). The effect of demographics on the Japanese housing market. *Regional Science and Urban Economics*, 26(2), 189-201.

Olds, K. (1998). Urban mega-events, evictions and housing rights: the Canadian case. *Current issues in tourism*, 1(1), 2-46.

## P

Paladino, M., & Mayo, H. (1998). REIT stocks do not diversify stock portfolios: an update. *Real Estate Review*, 27, 39-40.

Park, J. Y., Mullineaux, D. J., & Chew, I. K. (1990). Are REITs inflation hedges?. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 3(1), 91-103.

Pattaroni, L., Kaufmann, V., & Thomas, M. P. (2012). The dynamics of multifaceted gentrification: A comparative analysis of the trajectories of six neighbourhoods in the Île-de-France region. *International journal of urban and regional research*, 36(6), 1223-1241.

Peat, M., & Wright, D. (2012). The impact of residential property investment on portfolio performance. *JASSA*, (2), 35-42.

Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric theory*, 20(3), 597-625.

Pelletier, P. (2008). *Atlas du Japon: une société face à la post-modernité*. Éd. Autrement.

Peng, X. (2011). China's demographic history and future challenges. *Science*, 333(6042), 581-587.

Pihet, C. (1999, July). Le développement d'une territorialisation produite par l'âge: les «retirement communities» aux États-Unis/The growth of an age-related territoriality: retirement communities in the United States. In *Annales de géographie* (pp. 420-435). Armand Colin.

Piketty, T. (2013). *Le capital au XXIe siècle*. Le Seuil.

Poterba, J. M. (2001). Demographic structure and asset returns. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 565-584.

Poterba, J. M. (2004). "Impact of Population Ageing on Financial Markets in Developed Countries." *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* 89, no. 4, 43–53.

Preuss, H. (2004). *The economics of staging the Olympics: a comparison of the Games, 1972-2008*. Edward Elgar Publishing.

## R

RICS, P. U. (2002). Land value and public transport: stage 1-summary of findings. UK: *Office of the Deputy Prime Minister*.

Rubens, J., Bond, M., & Webb, J. (1989). The inflation-hedging effectiveness of real estate. *Journal of Real Estate Research*, 4(2), 45-55.

Rummel, J. (1970). *Applied Factor Analysis* (Evanston, Illinois; Northwestern University Press).

Russel, M. (1995b). The city's high life. *Sydney Morning Herald*, September 6, 2.

Rybczynski, W., & Linneman, P. D. (1999). How to save our shrinking cities. *Public Interest*, 30-44.

## S

Saita, Y., Shimizu, C., & Watanabe, T. (2016). Aging and real estate prices: evidence from Japanese and US regional data. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 9(1), 66-87.

Saks, R. E. (2008). Job creation and housing construction: Constraints on metropolitan area employment growth. *Journal of Urban Economics*, 64(1), 178-195.

Samuelson, P. A. (1958). An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money. *Journal of political economy*, 66(6), 467-482.

Sardon, J. P. (2004). Évolution démographique récente des pays développés. *Population*, 59(2), 305-360.

Schumpeter, J. A. (1939). *Business cycles* (Vol. 1, pp. 161-74). New York: McGraw-Hill.

Scoccimarro, R. (2007). *Le rôle structurant des avancées sur la mer dans la baie de Tôkyô : production et reproduction de l'espace urbain* (Doctoral dissertation, Lyon 2).

Shan, H. (2011). Reversing the trend: The recent expansion of the reverse mortgage market. *Real Estate Economics*, 39(4), 743-768.

Shimizu, C., & Watanabe, T. (2010). Housing bubble in Japan and the United States. *Public Policy Review* 6, no. 3, 431-72.

Simon, A., & Essafi, Y. (2017). Concurrence générationnelle et prix immobiliers. *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, (1), 109-140.

Simpson, M. W., Ramchander, S., & Webb, J. R. (2007). The asymmetric response of equity REIT returns to inflation. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 34(4), 513-529.

Smith, K. V., & Shulman, D. (1976). Institutions beware: The performance of equity real estate investment trusts. *Financial Analysts Journal*, 32(5), 61-66.

So, H. M., Tse, R. Y., & Ganesan, S. (1997). Estimating the influence of transport on house prices: evidence from Hong Kong. *Journal of Property Valuation and Investment*, 15(1), 40-47.

Stephen, L., & Simon, S. (2005). The case for REITs in the mixed-asset portfolio in the short and long run. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 11(1), 55-80.

## T

Takáts, Elöd. 2012. "Aging and Housing Prices." *Journal of Housing Economics* 21, 131-141.

Titman, S., & Warga, A. (1986). Risk and the performance of real estate investment trusts: A multiple index approach. *Real Estate Economics*, 14(3), 414-431.

Tong, Z. Y. (2004). *Homeownership affordability in urban America: Past and future*. Fannie Mae Foundation.

Townshend, I. J. (2002). Age-Segregated and Gated Retirement Communities in the Third Age: The Differential Contribution of Place—Community to Self-Actualization. *Environment and Planning B: Planning and Design*, 29(3), 371-396.

## U

Ujdur, G., & Bulloch, S. (1993). *Sydney: Olympics 2000: Impact on Property*. Hooker Research.

## V

Van de Kaa, D. J. (1987). Europe's second demographic transition. *Population bulletin*, 42(1), 1-59.

Voith, R. (1991). Transportation, sorting and house values. *Real Estate Economics*, 19(2), 117-137.

## W

Weaver, R. C. (1977). The Suburbanization of America or the Shrinking of the Cities. *Civil Rights Digest*, 9 (3), 2-11.

Wilkinson, J. B. (1994). *The Olympic Games: Past history and present expectations*. NSW Parliamentary Library.

Wu, C. Y., & Pandey, V. K. (2012). The impact of housing on a homeowner's investment portfolio. *Financial Services Review*, 21(2), Atlanta Vol. 21, N° 2, (Summer 2012): 177-194.

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

## Y

Yiu, C. Y., & Wong, S. K. (2005). The effects of expected transport improvements on housing prices. *Urban studies*, 42(1), 113-125.

Yobaccio, E., Rubens, J., & Ketcham, D. (1995). The inflation-hedging properties of risk assets: The case of REITs. *Journal of Real Estate Research*, 10(3), 279-296.

Youguo, L., Arjun, C., & Willard, M. (1996). Apartment REITs and apartment real estate. *Journal of Real Estate Research*, 11(3), 277-289.

## Z

Ziering, B., Winograd, B., & McIntosh, W. (1997). The evolution of public and private market investing in the new real estate capital markets. *Real Estate Finance*, 14, 21-28.

## Résumé

Cette thèse étudie le marché résidentiel français sous différents angles. Tout d'abord, nous analysons les dynamiques qui régissent les prix des logements en intégrant la dimension démographique. En effet, dans un paysage démographique marqué par l'arrivée des premières générations des baby-boomers à l'âge de la retraite et par le vieillissement plus généralement, il s'avère que la population, que ce soit en termes de taille ou de structure, impacte significativement les prix des logements. L'impact négatif avéré du vieillissement sur les prix est atténué par l'effet positif de la taille de la population. Cependant, la restructuration de la population française en faveur des personnes âgées n'est pas homogène sur tout le territoire. Dès lors, une approche territorialisée prend tout son sens. En suivant une étude typologique des marchés résidentiels départementaux, le lien démographie-marché du logement apparaît comme facteur structurant dans la différenciation des marchés locaux. Certains départements bénéficieront alors de la création de richesse immobilière, tandis que d'autres subiront une perte amplifiée. Enfin, nous avons centré notre analyse sur la métropole du Grand Paris, en considérant l'immobilier résidentiel physique comme une classe d'actif dans un portefeuille de valeurs mobilières. Dans ce contexte, l'actif résidentiel démontre une capacité à protéger contre l'inflation ainsi qu'un pouvoir de diversification notable. Le poids alloué à l'actif résidentiel au sein du portefeuille est significatif quelle que soit la commune ciblée.

## Mots Clés

Marché résidentiel français, prix des logements, vieillissement, territoires, portefeuilles mixtes, allocation optimale dans l'actif résidentiel physique.

## Abstract

This thesis studies the French residential market from different perspectives. First, we analyze the dynamics that govern housing prices by integrating the demographic dimension. Indeed, in a demographic landscape marked by the arrival of the first generations of baby boomers at retirement age and by aging more generally, it turns out that the population, whether in terms of size or structure, has a significant impact on housing prices. The negative impact of aging on prices is moderated by the positive effect of population size. However, the restructuring of the French population in favor of the elderly is not homogeneous throughout the territory. Thus, a territorialized study is particularly appropriate. By following a typology approach of departmental residential markets, the demography-housing market link appears as a structuring factor in the differentiation of local markets. Some departments will then benefit from the creation of real estate wealth, while others will suffer an amplified loss. Finally, we focused our analysis on the metropolis of Parisian Region, considering physical residential real estate as an asset class in a portfolio of securities. In this context, residential assets demonstrate an ability to protect against inflation as well as significant diversification power. The weight allocated to residential assets in the portfolio is significant regardless of the targeted commune.

## Keywords

French residential market, housing prices, aging, territories, mixed asset portfolio, optimal allocation to physical housing asset.