VIEILLISSEMENT DE LA POPULATION ET PRIX IMMOBILIERS RESIDENTIELS

Modélisation à l'échelle des arrondissements belges

Par Marko Kryvobokov et Sébastien Pradella

Décembre 2016

Le vieillissement de la population en Belgique est une réalité quelle influence sur l'économie du pays augmente actuellement. Selon la littérature internationale, la concurrence générationnelle pour la propriété du logement est capable d'influencer le niveau des prix. Est-ce qu'il existe l'impact du vieillissement sur le marché immobilier résidentiel belge ? Cette note est un premier essai de répondre à cette question en utilisant la modélisation hédonique des prix à l'échelle des arrondissements administratifs.

Les données utilisées sont celles du SPF Économie (Direction Général Statistique – Statistics Belgium) et de la Banque National de la Belgique. La disponibilité des variables explicatives influence le choix de la période analysée, soit 1995-2013. Une des limitations de l'étude est l'absence de l'information sur la superficie des logements vendus. Différemment aux études internationales à ce sujet, nous analysons les prix moyens totaux et pas les prix au mètre carré. Cela peut être une des raisons d'un modeste pouvoir explicatif de notre modèle. D'autre côté, la concurrence générationnelle en Belgique par rapport au logement semble d'être moins forte qu'en France, par exemple.

Les modèles montrent que l'augmentation du taux de dépendance des âgés a l'impact significativement négatif sur les prix du logement. Ainsi, l'augmentation du taux de dépendance de 1% diminue le prix des maisons jusqu'à 0,65% selon les modèles annuels est jusqu'à 2,1% selon le modèle de panel. L'effet statistiquement significatif, donc, est confirmé en Belgique.

SYNTHÈSE

1. Introduction

Le vieillissement de population devient le problème bien connu en Belgique ainsi que dans les autres pays européens. En Belgique, le vieillissement résulte de l'allongement de l'espérance de vie et de la basse de la fécondité qui réduit le nombre de jeunes par rapport au passé, même si la migration internationale qui concerne majoritairement des individus d'âge actif avec leurs enfants peut atténuer le rythme de croissance du vieillissement (Bureau fédéral du Plan, 2016). Selon les prévisions du Bureau fédéral du Plan, la population belge vieillit, passant d'un âge moyen de 41 ans en 2015 à 44 ans en 2060. *Le taux de dépendance des âgés* est calculé généralement en identifiant les âgés

par les individus de 65 ans et plus, soit sur la base de l'âge légal du départ à la retraite[1]. Le taux de dépendance des âgés calculé comme le ratio du nombre de personnes âgées de 65 ans ou plus au nombre de personnes âgées de 15 à 64 ans passera de 27,9% en 2015 à 42,2% en 2060 au niveau national. Parmi les trois régions belges, ce taux de dépendance des âgés en 2060 sera beaucoup plus haut en Flandre (45,9%) et en Wallonie (42,8%) que dans la région de Bruxelles-Capitale (25,5%).

Quel est l'effet du vieillissement de population sur le marché de l'immobilier résidentiel en Belgique, regardé souvent comme un pays de propriétaires[2] ? Est-ce que cet effet est comparable avec ceux en France étudié récemment ? Notre étude est consacrée à cette question à l'échelle des arrondissements belges. La dynamique des prix de l'immobilier résidentiel est analysée au cours d'une vingtaine d'années.

Méthodologiquement, on applique l'analyse graphique de l'évolution démographique et du marché immobilier résidentiel ainsi que la régression hédonique des prix (voir Encadré 1). La dernière inclut les modèles linéaires annuelles et le modèle de panel. Les données utilisées dans l'étude sont celles du SPF Économie (Statistics Belgium) et de la Banque National de Belgique. Les limitations de notre étude sont stipulées par les données disponibles. La disponibilité des variables explicatives influence le choix de la période analysée, soit 1995-2013. Les prix immobiliers disponibles sont les prix moyens totaux. À cause de l'absence de l'information statistique sur les superficies des logements vendus, il n'est pas possible de calculer des prix et leurs indices au mètre carré.

Encadré 1 – La méthodologie de régression hédonique des prix

Le modèle de régression est un instrument mathématique qui décompose l'objet analysé (la variable dépendante) en fonction de ses caractéristiques (les variables explicatives). Le modèle estime les coefficients pour chaque variable explicative. Ces coefficients de régressions sont les contributions des caractéristiques à la valeur de l'objet analysé.

En cas de modélisations des prix, ils composent la variable dépendante. La formation des prix est souvent abordée par l'emploi de la méthode hédonique des prix depuis l'article séminal de Rosen (1974). Les attributs de l'objet qui participent en formation de son prix sont déterminés par le marché. Le prix de l'objet analysé est la somme des prix de chaque attribut, soit positifs, soit négatifs. La modélisation hédonique prend en compte seulement les caractéristiques quel impact sur le prix est statistiquement significatif.

Deux postulats théoriques sous-tendent la méthodologie hédonique. D'une part, les acheteurs ont à leur disposition toute l'information existante sur les biens. D'autre part, ils sont capables cognitivement de distinguer les différences des attributs des biens et de choisir la combinaison d'attributs qu'ils préfèrent, en considérant leur contrainte de revenu.

[1] Suite au report de l'âge légal de la pension à 67 ans en 2030, le taux de dépendance des âgés depuis 2016 sera calculé par le Bureau fédéral du Plan en identifiant les âgés par les individus de 67 ans et plus.

[2] Selon le Census 2011, le taux de logements occupés par leur propriétaire était de 70,2% en Flandre, de 64,4% en Wallonie et seulement de 37,7% dans la région de Bruxelles-Capitale. En Census 2011, cette statistique réfère aux logements classiques occupés. Il y trois catégories : « logements occupés par leur propriétaire », « logements loués » et « non indiqué ». Dans la dernière catégorie on trouve 0,9% de logements occupés dans la région de Bruxelles-Capitale, 0,6% de ceux en Flandre et 1,5% de ceux en Wallonie.

2. Le modèle existant dans la littérature

Le cycle de vie influence les marchés des actifs et le marché du logement en particulier. La tendance trouvée par Ando et Modigliani (1963) peut être formulée en manière simplifié suivante : les individus achètent des actifs pendant leur vie active et les vendent pendant la période de la retraite. Takáts (2012) regarde le logement comme l'actif spécial pour lequel l'achat est lié à la création de famille et le vente a lieu d'habitude très tard dans la vie ou seulement après le décès du propriétaire.

Quand on analyse la dynamique des prix du logement, les variables explicatives inclussent les fondamentaux économiques comme le taux d'intérêt, les conditions de prêt, les indicateurs de croissance, etc. Takáts (2012) détermine l'évolution du prix des actifs en termes de croissance réel économique et démographique :

$$\frac{p_{t+1}}{p_t} = (1 + g_t)(1 + d_t),$$

où p_{t+1} – prix unitaire en période (*t*+1);

p_t – prix unitaire en période *t*;

g_t – croissance économique en période *t*;

d_t – croissance démographique en période *t*.

La croissance démographique $(1 + d_t)$ peut être capturée par celle de la population totale (*PopTot*) et celle du taux de dépendance des âgés (*OLDDEP*), ou autrement dit le ratio de la population âgée à la population actif. L'attente est que le coefficient de la croissance de population soit positif alors que celui du taux de dépendance des âgées sera négatif dans le modèle.

Takáts (2012) affirme que la démographie, i.e. la différence entre la taille des générations subséquentes, est le « *key asset price driver* ». Dans son étude couvrant 22 économies avancées entre 1970 et 2009, il pose la question importante et actuelle concernant le rôle de la population âgée sur la dynamique des prix du logement. Sa régression de panel pour les premières différences crée le lien entre le prix réel d'immobilier résidentiel d'un côté et le taux de dépendance des âgés et la population totale d'autre côté en contrôlant pour les variables macroéconomiques. Le résultat de son modèle est que l'augmentation de 1% de la population totale entraîne une hausse du prix du logement d'environ 1% et que l'augmentation de 1% de la dépendance des âgés correspond à la baisse du prix d'environ 2/3%. Ainsi, son article constate que le vieillissement de population affecte négativement le prix du logement et que cet effet est significatif. Néanmoins, il conclut qu'un effondrement des prix à cause de vieillissement est peu probable. Selon ses résultats, dans les 40 prochaines années, le vieillissement diminuera la croissance moyenne des prix du logement dans les économies avancées d'environ 80 points de base par an. Le sens d'un changement démographique majeur, selon Takáts, est que « *demographic tailwinds of the recent past are turning into headwinds in the near future* ».

Simon et Essafi (2016) dans leur étude de la concurrence générationnelle et des prix du logement applique la régression à effet fixe dans les 94 départements français au cours de la période 1997-2007. Ils ont trouvé que la dynamique des prix des maisons et des appartements est significativement et positivement affectée par celle de la population totale et du revenu disponible des ménages et est significativement et négativement affectée par celle de dépendance des âgés. L'impact du revenu est moins d'unité (i.e. l'augmentation du revenu de 1% entraîne la hausse du prix de moins d'1%), alors que les variables démographiques ont l'impact plus important, de 5%-7% pour *PopTot* et de 2%-3% pour *OLDDEP*. Dans ce contexte, les auteurs discutent les conséquences attendues

du processus de la transformation des « baby-boomers » en « papy-boomers ». Dans notre note, nous appliquons l'approche de Simon et Essafi pour étudier l'effet du vieillissement de population sur le prix immobilier résidentiel à l'échelle des arrondissements belges.

3. Évolution du marché du logement et du taux de dépendance des âgés

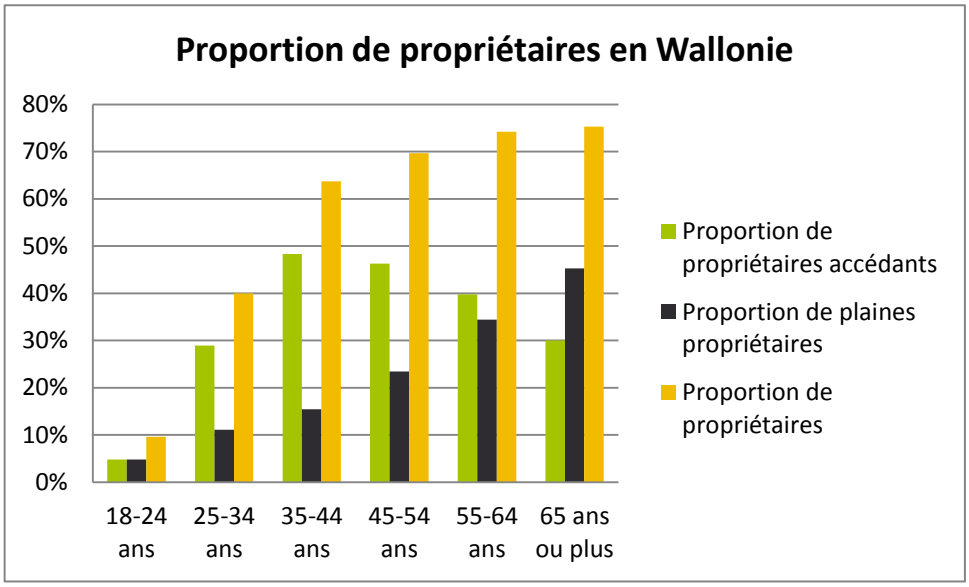
La Belgique est regardée souvent comme le pays des propriétaires. Selon le census 2011, deux tiers ou plus de logements en Flandre et en Wallonie sont occupé par leurs propriétaires. Dans la région de Bruxelles-Capitale, la situation est très différente, ce pourcentage ici est seulement 38%.

En ce qui concerne le statut de propriété selon l'âge de population, les données sont disponibles seulement pour la Wallonie. Selon les données de l'Enquête sur la Qualité de l'Habitat en Wallonie 2012-2013 (Anfrie *et al*., 2014), la proportion des propriétaires toujours augmente avec l'augmentation de l'âge du chef de ménage. Le maximum (de 75%) est observé pour le groupe d'âge de 65 ans ou plus (Graphique 1). Cette proportion est très proche à celle du groupe d'âge de 55 à 64 ans (de 74%). Notons qu'à l'âge du chef de ménage d'entre 35 et 44 ans, presque la moitié des ménages rembourse leur crédit hypothécaire. Cette proportion diminue jusqu'à 30% pour l'âge du chef de 65 ans ou plus.

Presque un quart des ménages devient les propriétaires (pleins ou accédants) avant l'âge du chef de ménage de moins de 30 ans. Pour le groupe d'âge d'entre 30 et 39 ans, plus de moitié (54,4%) des ménages wallons sont propriétaires de leur logement. Ces proportions sont d'une dizaine de pourcentage plus élevées qu'en France pour les mêmes groupes d'âge du chef de ménage (Driant, 2009). La concurrence générationnelle pour la propriété est donc plus faible en Wallonie.

Selon l'information des banques belges, les baby-boomers (soit âgés de plus de 55 ans) est une catégorie des clients actifs par rapport aux crédits hypothécaires. Par exemple, ils empruntent chaque année de plus en plus afin d'acquérir une seconde résidence.

Graphique 1 – La proportion des propriétaires en Wallonie (EQH 2012-2013)



En Belgique au cours de la période étudiée, soit 1995-2013, le taux de dépendance des âgés calculé comme le ratio du nombre de personnes âgées de 65 ans ou plus (les retraités) au nombre de personnes ayant de 20 à 64 ans (l'âge active) a augmenté de 26,2% à 29,6%[3] (Tableau 1). Dans la région de Bruxelles-Capitale, le taux de dépendance a diminué de 29,1% en 1995 jusqu'à 21,6% en 2013. En Wallonie ainsi qu'en Flandre on observe l'augmentation du taux de dépendance au cours de cette période. Notamment cela concerne la Flandre où le taux s'est élevé jusqu'à 31,7% en 2013. En Wallonie, par contre, l'amplitude de changement est minimale parmi les régions belges.

Tableaux 1 – Le taux de dépendance des âgés (le ratio du nombre de personnes âgées de 65 ans ou plus au nombre de personnes ayant de 20 à 64 ans)

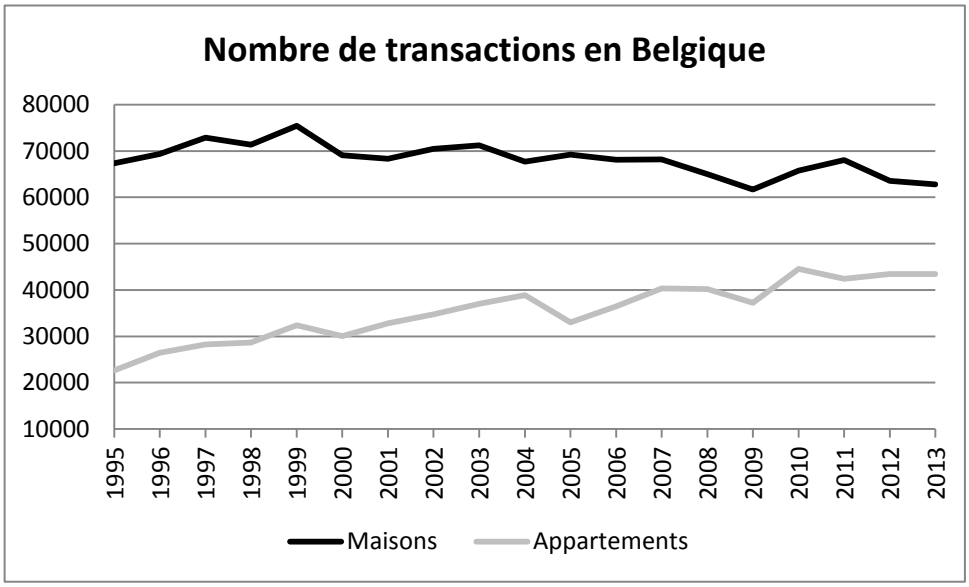
	1995	2013
Belgique	26,2%	29,6%
Flandre	25,2%	31,7%
Wallonie	27,3%	28,5%
Bruxelles-Capitale	29,1%	21,6%

Les tailles des marchés belges des maisons et des appartements montrent assez différents trajectoires d'évolution (Graphique 2). Le nombre de transactions des appartements en Belgique a augmenté de 22.643 à 43.466 entre 1995 et 2013. Le marché de maisons d'habitation ordinaires encore domine celui des appartements, mais le nombre de transactions des maisons est diminué de 67.385 à 62.815 au cours de la période analysée. Le marché des maisons a diminué dans chaque région (Graphique 3), mais cette diminution est plus modérée en Flandre et dans la région de Bruxelles-Capitale qu'en Wallonie. De plus, en certains années, le volume du marché des maisons augmentait, comme, par exemple, en 2005 en Flandre et dans la région bruxelloise. Le

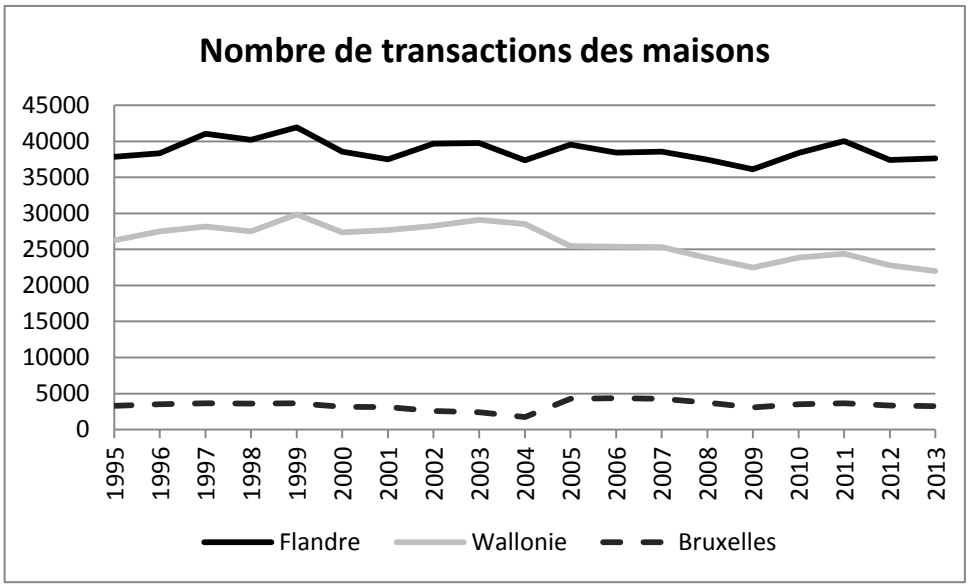
[3] En 2015 en Belgique, le taux s'élevé à 30,5%.

nombre de ventes des appartements est en hausse dans toutes les trois régions (Graphique 4), mais la taille de marché wallon reste au-dessous de celle bruxelloise.

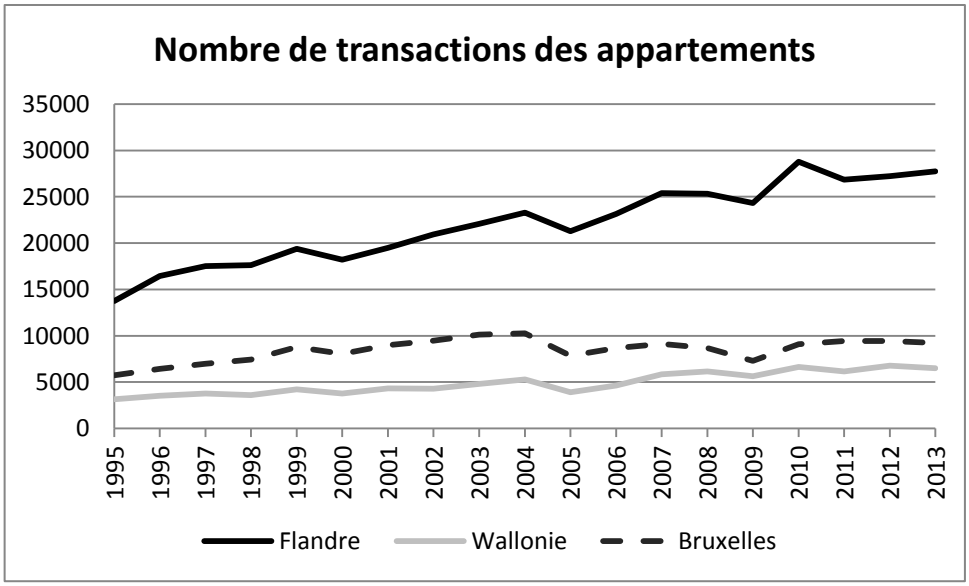
Graphique 2 – Évolution du nombre de transactions de logements en Belgique



Graphique 3 – Évolution du nombre de transactions des maisons d'habitation ordinaires dans le trois régions belges



Graphique 4 – Évolution du nombre de transactions des appartements dans le trois régions belges

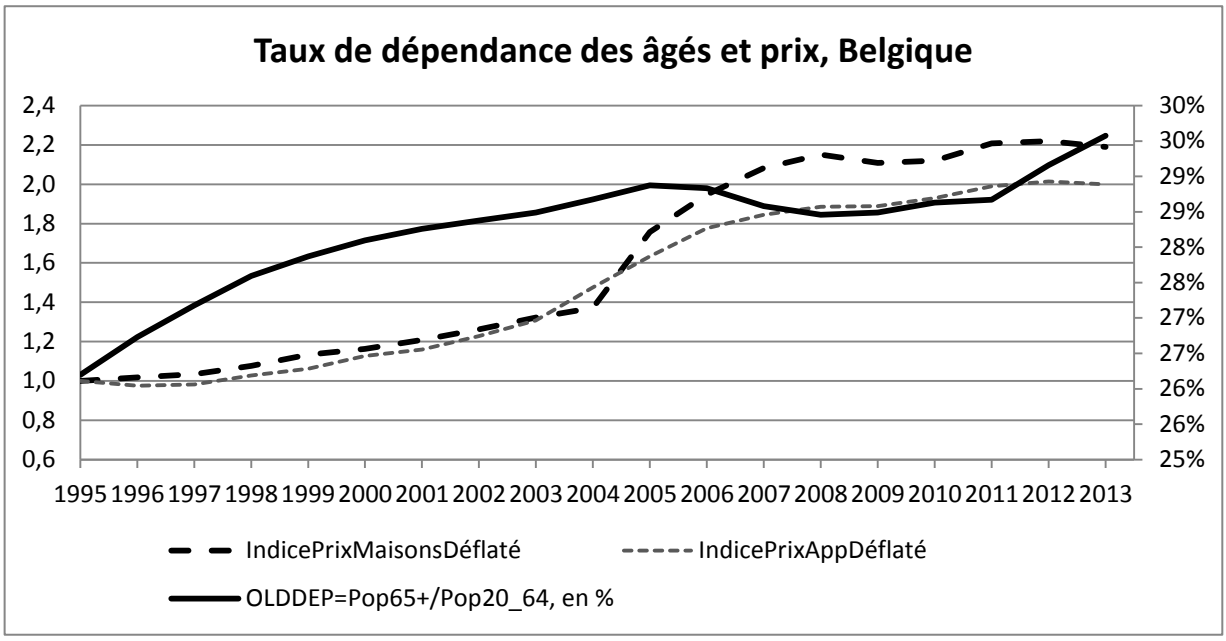


Pendant la période 1995-2013, l'indice des prix immobiliers déflaté en Belgique a augmenté en 2,2 fois pour les maisons d'habitation ordinaires et en 2 fois pour les appartements[4]. Regardons l'évolution du taux de dépendance des âgés et des prix immobiliers résidentiels sur le même graphique (Graphique 5). Le taux de dépendance augmente chaque année de 1996 à 2005, varie négativement en 2007 et 2008, stagne ou évolue légèrement positivement entre 2008 et 2011 et reprend l'augmentation plus forte après l'année 2011. Les indices des prix augmentent relativement doucement entre 1995 et 2003 ou 2004 (avec les exceptions pour les appartements en 1996 et 1997), ensuite la hausse des prix, notamment des maisons, est plus rapide jusqu'à l'année 2008. Notons qu'au cours des années 2007 et 2008, le taux de dépendance diminue. Depuis 2008, on voie une faible baisse des prix réels des maisons en 2009 et leurs petite augmentation et plutôt stagnation ensuite au niveau de 2,2. En ce qui concerne le prix des appartements après 2008, ils stagnent pendant une année, faiblement augmentent en 2010 et 2011 et stagne au niveau de 2. La région flamande, qui statistiquement domine en royaume, montre les évolutions des taux de dépendance et des prix qui ressemblent celles de la Belgique, notamment en ce qui concerne des prix (Graphique 6). Néanmoins, l'évolution du taux de dépendance des âgés en Flandre est plus stable. À l'exception d'une seule année 2007, cette évolution est toujours positive. Alors que les changements annuelles des indice des prix en Wallonie (Graphique 7) ressemble grosso-mode celles en Flandre, le taux wallon de dépendance des âgés évolue moins significativement. En Wallonie, la baisse du taux de dépendance entre 2005 et 2008 coïncide avec la forte hausse des prix réels. Entre 2011 et 2013, le taux de dépendance augmente significativement, alors que les prix des appartements aussi augmentent, mais les prix des maisons stagnent et diminuent. La situation dans la région de Bruxelles-Capitale diffère considérablement des autres deux régions. Dans la capitale (Graphique 8), le taux de dépendance diminue

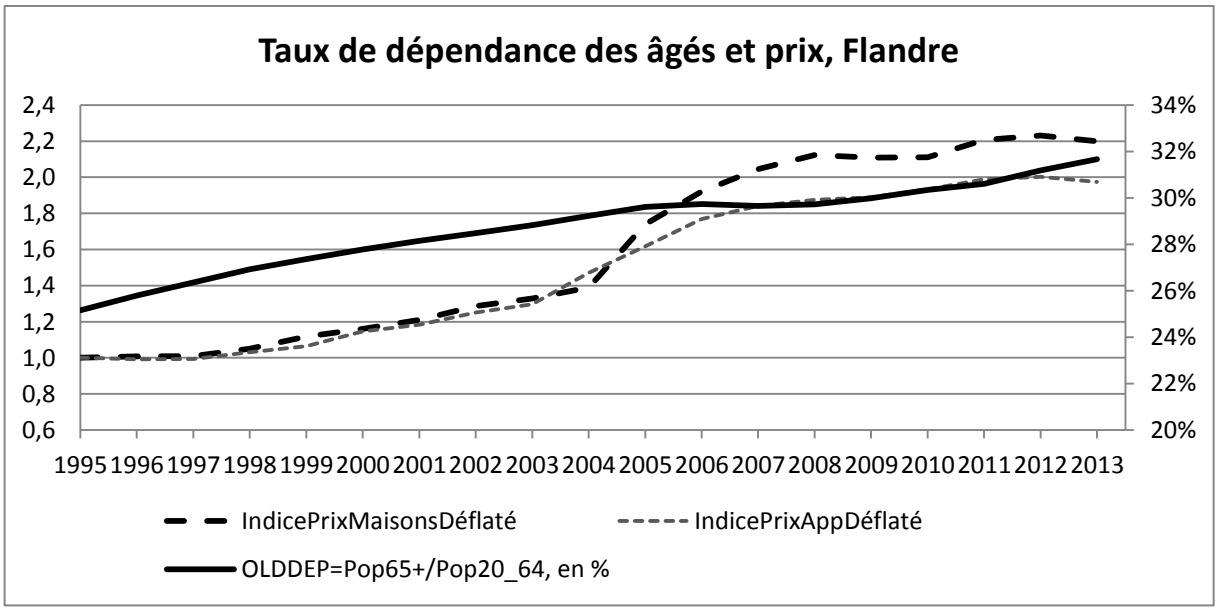
[4] L'indice des prix immobiliers déflaté est calculé comme $\frac{P_i}{P_{1995}} \cdot \frac{IPC_{1995}}{IPC_i}$, où P_i est le prix moyen pour l'année *i*, P_{1995} est le prix moyen pour l'année 1995, IPC_{1995} est l'indice des prix à la consommation pour l'année 1995 et IPC_i est l'indice des prix à la consommation pour l'année *i*.

toujours au cours de la période 1996-2013, alors que les prix augmentent pendant cette période, à l'exception de leur diminution en 2009 et plutôt leur stagnation en 2012-2013 pour des maisons et en 2013 pour des appartements.

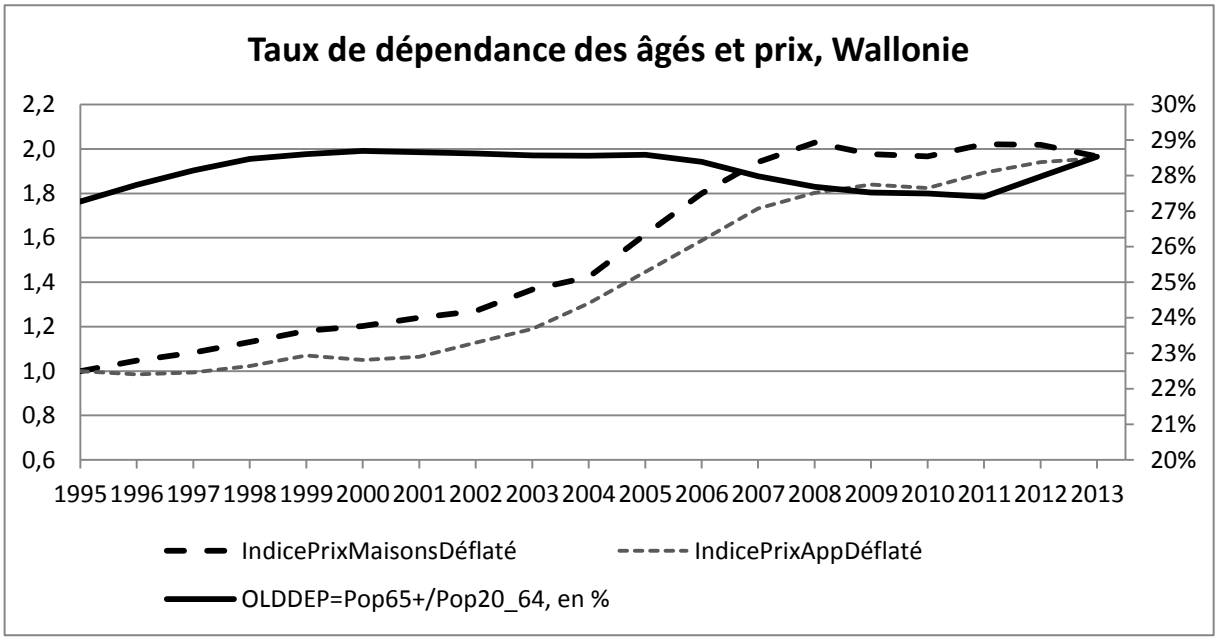
Graphique 5 – Le taux de dépendance des âgés et prix en Belgique (1995-2013)



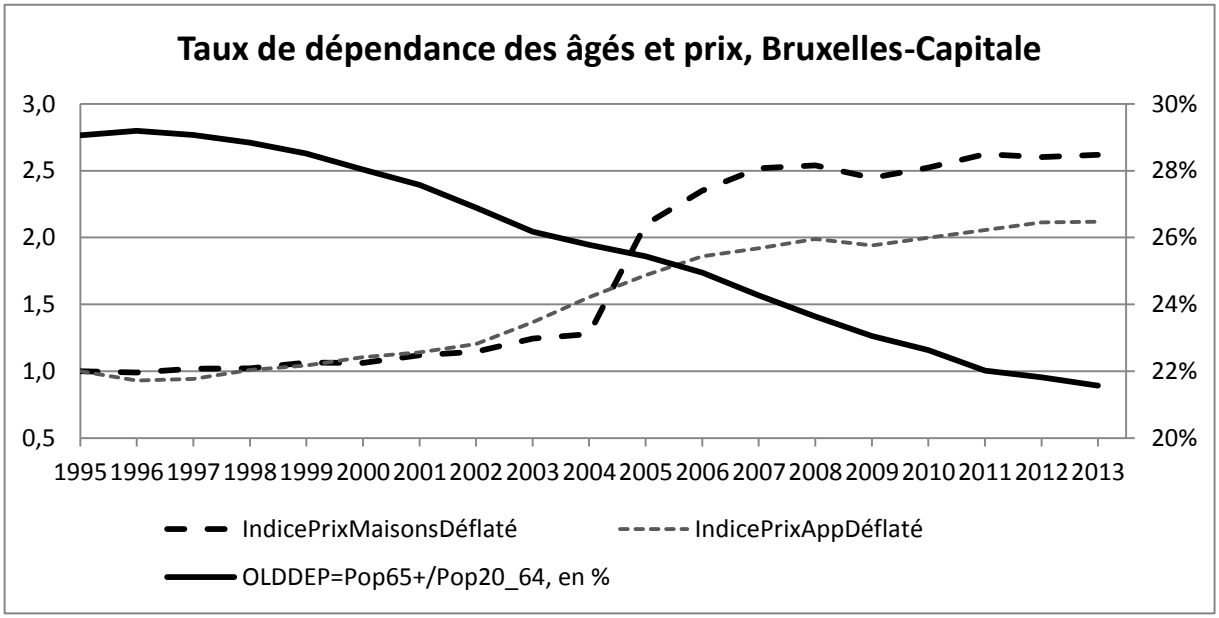
Graphique 6 – Le taux de dépendance des âgés et prix en Flandre (1995-2013)



Graphique 7 – Le taux de dépendance des âgés et prix en Wallonie (1995-2013)



Graphique 8 – Le taux de dépendance des âgés et prix dans la région de Bruxelles-Capitale (1995-2013)



Évidemment, la nature de l'évolution des prix immobiliers est très complexe et ne peut pas être décrit par une seule variable explicative du taux de dépendance des âgés. Une analyse multivariée sera appliquée en incluant les attributs de l'offre et de la demande.

4. Description des variables

Les variables de *la demande* sont la population totale, le taux de dépendance des âgés, le revenu moyen et le nombre de divorces. La population totale est la variable de la taille démographique de l'arrondissement, alors que la dépendance des âgés est celle de sa structure démographique. Nous attendons l'impact positif de la population. Au centre de l'analyse est le taux de dépendance (*OLDDEP*) pour laquelle la littérature suggère l'impact négatif sur les prix. Si l'augmentation relative des âgés diminue la pression sur le marché, cela peut augmenter l'offre. Le revenu moyen par habitant en arrondissement décrit le niveau de richesse de population et son pouvoir d'achat lequel influence les prix en manière positive. L'impact du nombre de divorces est nuancé. D'un côté, l'augmentation de divorces peut augmenter le nombre de ménages et donc la demande de logement. D'autre côté, les divorcés peuvent devenir locataires. En plus, nous testons les variables du taux de propriété et du taux d'épargne. Nous attendons l'impact négatif du taux de propriété parce que si ce taux augment, la demande peut diminuer. Concernant le taux d'épargne, nous supposons *a priori*, que c'est l'indicateur de la capacité financière et donc que son impact sur les prix soit positif.

L'offre est incorporée avec le nombre de permis de bâtir pour le logement et le taux d'intérêt hypothécaire. D'un point de vue, l'augmentation du nombre de permis de bâtir peut être la conséquence d'une forte demande. Mais, autrement, s'il y a trop ne nouvelles constructions, leur nombre excessif peut diminuer les prix. Il est donc difficile de prévoir le caractère positif ou négatif de cette variable *a priori*. L'impact attendu du taux d'intérêt hypothécaire est négatif.

L'échelle de notre analyse est l'arrondissement administratif. La Flandre est divisée en 22 arrondissements, la Wallonie en 20, alors que la région de Bruxelles-Capitale compose un seul arrondissement.

Nous commençons notre analyse hédonique en utilisant les données annuelles. La description statistique des variables dépendantes et explicatives à l'échelle des 43 arrondissements administratifs en représentation annuelle est présentée au Tableau 2. Les prix de l'immobilier sont déflatés, avec 1993 utilisée comme l'année de départ. Dans ces tableaux, le prix déflatés maximales des maisons (*PrixMaisDef*) est celui de Bruxelles en 2013, de plus de 247.000 €. Pour les appartements (*PrixAppDef*), le maximum des prix déflatés (de presque 231.000 €) est atteint dans l'arrondissement d'Ostende en 2011. Dans l'analyse des prix d'appartements, huit arrondissements sont exclus à cause de faibles effectifs (de moins de 25 observations annuellement pour quelques années)[5]. La variable *PopTot* décrite la population totale de l'arrondissement. L'arrondissement le moins peuplé est Bastogne (avec en peu plus de 39.000 habitants en 1995). Bruxelles a la population la plus large (de presque 1.155.000 habitants en 2013). Le taux de dépendance des âgés (*OLDDEP*) moyen en Belgique au cours de la période analysée est de 28,9%. Cette indicateur variée de 16,6% (dans l'arrondissement de Maaseik en 1995) jusqu'à 50,6% (dans l'arrondissement de Furnes en 2013). Le revenu net imposable par habitant (*RevenuHab*) est la variable déflatée. En euro constant 1993, le revenu moyen est de 10.231 €. On observe le revenu minimal dans l'arrondissement d'Arlon en 2000 (de 6.456 €) et le revenu maximal dans l'arrondissement de Louvain en 2013 (de 13.571 €). Le taux de divorces (*TauxDivorces*) est calculé au niveau des arrondissements. Le taux de propriété (*TauxPropriété*) est disponible par région pour les années de census (1991,

[5] Les arrondissements exclus sont Dixmude (Flandre) et Ath, Mouscron, Philippeville, Bastogne, Marche-en-Famenne, Neufchâteau et Virton (Wallonie).

2001 et 2011)[6]. Le taux hypothécaire (*TauxHypothécaire*) et le taux d'épargne (*TauxEpargne*) sont les variables du niveau national.

Tableau 2 – Statistique descriptive des variables en représentation annuelle (de 1995 à 2013)

Variable	N	Min	Max	Moyenne	Écart-type
PrixMaisDef, en € constant	817	38.765	247.280	90.864	32.833
PrixAppDef, en € constant	665	36.133	230.691	88.380	29.426
PopTot	817	39.047	1.154.635	243.945	222.514
OLDDEP	817	0,166	0,506	0,289	0,037
RevenuHab, en € constant	817	6.456	13.571	10.231	1.416
TauxDivorces	817	0,001	0,007	0,003	0,001
NbPermisBatLog	817	138	4.414	1.119	880
TauxHypothécaire	19	3,6%	7,7%	5,1%	1,1%
TauxPropriété	57	0,375	0,738	0,694	0,051
TauxEpargne	19	0,123	0,198	0,160	0,017

D'abord, nous appliquons le modèle de régression linéaire pour voir l'influence de la variable *OLDDEP* et des autres attributs sur le niveau du prix immobilier année par année. Ensuite, nous étudierons les dynamiques annuelles avec le modèle de panel qui incorpora les changements annuels ensemble.

5. Modèle linéaire

Nous utilisons les transformations de toutes les variables dépendantes et explicatives en logarithmes naturels pour voir l'impact en pourcentage (l'élasticité). Le nombre de permis de bâtir et le nombre de divorces sont divisés par la population. Avec cela, ces variables (*NbDivorcesHab* et *NbPermisBatLogHab*) deviennent relatives. Le modèle pour chaque année *t* est le suivant :

$$LnPrixMaisDef_i \text{ (ou } LnPrixAppDef_i) = a + b_1 LnPopTot_i + b_2 LnOLDDEP_i + b_3 LnRevenuHab_i + b_4 LnTauxDivorces_i + b_5 LnNbPermisBatLogHab_i + \varepsilon_i,$$

où a – constante ; b_1, b_2, b_3, b_4, b_5 – coefficients de régression ; i – indice d'arrondissement (i =1,…,43 où i =1,…,35), ε_i – erreur (résidu).

Les modèles pour chaque année sont présentés dans le Tableau 3 et le Tableau 4. Pour chaque année, il y a 43 observations pour les prix des maisons et 35 observations pour les prix des appartements (à cause de huit arrondissements exclus). Evidemment, ce nombre d'observations dans chaque modèle est petit et ils existent souvent les variables non significatives. Le R^2 ajusté se trouve entre 36,8% et 67,1% pour les maisons et entre 21,9% et 61,7% pour les appartements. Dans tous les cas, la multicollinéarité est bien contrôlée, le VIF maximale est de 4,2 alors que le seuil est 10. A cause de faible effectif dans les modèles linéaires annuels, on ne peut pas diminuer encore leur nombre d'observations pour voir l'effet au niveau des régions belges séparément.

[6] Pour les autres années, les valeurs ont été interpolées linéairement. Pour les années 2012 et 2013, on utilise la tendance de changement 2001-2011, en divisant l'augmentation par deux.

Regardons le Tableau 3. Pour onze années sur dix-neuf, la population totale (*LnPopTot*) significativement et positivement influence le prix des maisons. Le taux de dépendance (*LnOLDDEP*) est significativement négatif pendant les années 2000-2006. Au cours de cette période, le taux de dépendance belge était en hausse (à l'exception de l'année 2006) alors que l'indice des prix des maisons était toujours en hausse, notamment au cours des années 2005 et 2006 (voir le Graphique 5). Pour les années 2000-2006, l'augmentation du taux de dépendance annuel *OLDDEP* en 1% diminue le prix des maisons de 0,43% à 0,65%. La variable de revenu par habitant (*LnRevenuHab*) est presque toujours significativement positive. Le nombre de divorces par habitant (*LnRevenuHab*) est devenu significativement positif dès le début des années 2000. Pour la plupart des années, le nombre de permis de bâtir (*LnNbPermisBatLogHab*) a l'impact significativement positif sur le prix des maisons.

Tableau 3 – Modèles annuels de régression linéaire pour le prix des maisons dans les arrondissements belges

Année	*Constante*	*LnPopTot*	*LnOLDDEP*	*LnRevenuHab*	*LnTauxDivorses*	*Ln NbPermisBatLog*	R^2 ajusté
1995	2,939 (NS)	0,050 (NS)	-0,010 (NS)	0,830**	-1,131 (NS)	0,159**	0,477
1996	1,419 (NS)	0,027 (NS)	-0,076 (NS)	0,963**	-0,110 (NS)	0,045 (NS)	0,382
1997	5,203*	0,025 (NS)	-0,306 (NS)	0,789**	0,220 (NS)	0,142*	0,368
1998	5,090*	0,010 (NS)	-0,327 (NS)	0,830**	0,226 (NS)	0,138**	0,412
1999	6,348**	0,051 (NS)	-0,329 (NS)	0,589**	0,088 (NS)	0,207**	0,524
2000	9,368**	0,039 (NS)	-0,570**	0,318 (NS)	0,196 (NS)	0,208**	0,485
2001	8,263**	0,018 (NS)	-0,650**	0,586**	0,385**	0,223**	0,608
2002	7,246**	0,064**	-0,558**	0,531**	0,212 (NS)	0,210**	0,658
2003	6,984**	0,048*	-0,514**	0,610**	0,268**	0,183**	0,671
2004	5,503**	0,035 (NS)	-0,460**	0,826**	0,353**	0,144**	0,653
2005	4,098 (NS)	0,090**	-0,592**	0,974**	0,399*	0,220**	0,517
2006	1,311 (NS)	0,085**	-0,434*	1,408**	0,537**	0,231**	0,583
2007	3,024 (NS)	0,107**	-0,357 (NS)	1,180**	0,491**	0,227**	0,535
2008	0,090 (NS)	0,080**	-0,046 (NS)	1,478**	0,475**	0,088 (NS)	0,494
2009	2,863 (NS)	0,097**	-0,048 (NS)	1,123**	0,361**	0,146 (NS)	0,488
2010	1,988 (NS)	0,107**	-0,127 (NS)	1,325**	0,572**	0,123 (NS)	0,575
2011	1,867 (NS)	0,125**	0,069 (NS)	1,451**	0,702**	0,157*	0,649
2012	0,161 (NS)	0,116**	0,049 (NS)	1,561**	0,649**	0,073 (NS)	0,586
2013	3,327 (NS)	0,108**	-0,091 (NS)	1,317**	0,656**	0,235**	0,625

** – significative au niveau de 5%
* – significative au niveau de 10%
NS – non significative au niveau de 10%

CEHD a.s.b.l.
Rue de Turenne, 2
6000 Charleroi (Belgique)
T. +32 (0) 71 20 56 00
information@cehd.be

Tableau 4 – Modèles annuels de régression linéaire pour le prix des appartements dans les arrondissements belges

Année	*Constante*	*LnPopTot*	*LnOLDDEP*	*LnRevenuHab*	*LnTauxDivorses*	*Ln NbPermisBatLog*	R^2 ajusté
1995	5,905*	-0,002 (NS)	-0,012 (NS)	0,724**	0,110 (NS)	0,142*	0,296
1996	5,103 (NS)	0,003 (NS)	0,019 (NS)	0,729**	0,006 (NS)	0,122 (NS)	0,291
1997	6,958**	-0,021 (NS)	-0,275 (NS)	0,764**	0,340*	0,172**	0,395
1998	6,440**	-0,009 (NS)	-0,062 (NS)	0,737**	0,218 (NS)	0,131*	0,239
1999	8,074**	0,019 (NS)	-0,045 (NS)	0,460 (NS)	0,065 (NS)	0,190**	0,219
2000	6,995**	-0,048 (NS)	-0,293 (NS)*	0,709**	0,201 (NS)	0,161**	0,294
2001	6,057*	-0,062 (NS)	-0,342 (NS)	0,925**	0,330 (NS)	0,193**	0,388
2002	7,796**	0,047 (NS)	-0,096 (NS)	0,529 (NS)	0,156 (NS)	0,220**	0,370
2003	8,203**	0,071 (NS)	-0,128 (NS)	0,527 (NS)	0,234 (NS)	0,265**	0,501
2004	3,702 (NS)	0,033 (NS)	0, 003 (NS)	1,134**	0,373*	0,198**	0,553
2005	7,715**	0,126**	-0,074 (NS)	0,478 (NS)	0,104 (NS)	0,333**	0,538
2006	4,131 (NS)	0,064*	0,112 (NS)	1,102**	0,346**	0,271**	0,617
2007	6,299*	0,091**	0,216 (NS)	0,764**	0,220 (NS)	0,253**	0,535
2008	3,580 (NS)	0,065 (NS)	0,392 (NS)	1,017**	0,177 (NS)	0,130 (NS)	0,398
2009	3,215 (NS)	0,061 (NS)	0,449**	1,095**	0,249 (NS)	0,088 (NS)	0,468
2010	1,484 (NS)	0,062 (NS)	0,620**	1,355**	0,390**	0,010 (NS)	0,516
2011	3,685 (NS)	0,072**	0,453**	1,188**	0,433**	0,137 (NS)	0,597
2012	2,854 (NS)	0,064*	0,430*	1,318**	0,518**	0,094 (NS)	0,585
2013	5,365*	0,085**	0,160 (NS)	0,942**	0,318**	0,243**	0,604

** – significative au niveau de 5%
* – significative au niveau de 10%
NS – non significative au niveau de 10%

Les modèles annuels des prix des appartements possèdent moins d'éléments significatifs (Tableau 4), probablement à cause de moins d'observations pour chaque année (n=35). La population totale (*LnPopTot*) significativement et positivement influence le prix pour seulement six ans sur dix-neuf. Les cas du taux de dépendance des âgés (*LnOLDDEP*) sont significatifs seulement pour les années 2009-2012, et dans tous ces cas le coefficient est positif. Notons que, différemment au modèle des prix des maisons, pour des

appartements il n'y a pas d'une seule année quand toutes les variables explicatives sont significatives dans le modèle. Donc, le modèle des prix des appartements n'est pas pertinent. Dans ce modèle, néanmoins, le revenu par habitant (*LnRevenuHab*) a l'impact significativement positif pour la plupart des années. Le taux de divorces (*LnTauxDivorses*) est significativement (au niveau jusqu'à 10%) positif seulement pour six années. Pour le nombre de permis de bâtir par habitant (*LnNbPermisBatLogHab*), l'impact est significativement positif pour treize années sur dix-neuf.

6. Modèle de panel

La modélisation de séries temporelles demande les données stationnaires, pour lesquelles la structure du processus reste la même et n'évolue pas avec le temps. Le Tableau 5 présente les tests de stationnarité de Dickey-Fuller et d'Im, Pesaran et Shih. Les cas non stationnaires sont en gras. Les tests montrent que les variables dépendantes ainsi que les variables explicatives ne sont pas stationnaires au niveau. Donc, un modèle de panel avec les niveaux, c'est-à-dire avec les variables initiales (voir l'Annexe), peut donner des faux résultats. Les premières différences (deltas annuels) ne sont pas stationnaires non plus pour les variables démographiques et pour le taux de propriété. On développe le modèle avec les premières différences (deltas) et les deuxièmes différences (différences entre des deltas annuels), lesquelles passent les tests de stationnarité.

Tableau 5 – Tests de stationnarité à l'échelle des arrondissements belges

Variable	Niveau (variable)					1ère différence (Δ)					2ème différence (entre des Δ)				
	ADF			IPS		ADF			IPS		ADF			IPS	
	Const.	Const. et trend	Sans	Const.	Const. et trend	Const.	Const. et trend	Sans	Const.	Const. et trend	Const.	Const. et trend	Sans	Const.	Const. et trend
LnPrixMaisDef	**1,000**	**0,993**	**1,000**	**1,000**	**0,981**	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
LnPrixAppDef	**1,000**	0,015	**1,000**	**1,000**	0,012	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
LnPopTot	**1,000**	**0,489**	**1,000**	**1,000**	**0,872**	0,000	0,000	**0,866**	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
LnOLDDEP	0,001	**0,849**	0,000	**0,080**	**0,575**	0,039	**1,000**	0,000	0,001	**1,000**	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
LnRevenuHab	0,000	**1,000**	**1,000**	0,000	**1,000**	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
LnNbPermisBatLog	0,000	0,000	**1,000**	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
LnTauxHypoth	**0,664**	0,000	0,000	**0,059**	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
LnTauxDivorces	**0,845**	**1,000**	**1,000**	**0,796**	**0,998**	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
LnNbPermisBatHab	0,017	**0,890**	**1,000**	0,001	**0,734**	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
LnTauxPropriété	**1,000**	0,000	**1,000**	**0,832**	0,000	**0,945**	**1,000**	0,000	**0,285**	**1,000**	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
LnTauxEpargne	**1,000**	**1,000**	**1,000**	**1,000**	**0,973**	0,000	0,010	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

ADF – Augmented Dickey-Fuller test (avec la constante, avec la constante et le trend, sans la constante et le trend): la probabilité de racine unitaire (khi-deux de Fisher)

IPS – Im, Pesaran et Shih test (avec la constante, avec la constante et le trend): la probabilité de racine unitaire

On utilise donc le modèle de panel pour expliquer les premières différences annuelles des prix déflatés (en forme logarithmique) avec les variables des changements annuels des attributs démographiques et économiques (les premières et les deuxièmes différences, également en forme logarithmique) :

$$\Delta LnPrixMaisDef_{it} \text{ (ou } \Delta LnPrixAppDef_{it}) = a + b_1 d\Delta LnPopTot_{it} + b_2 d\Delta LnOLDDEP_{it} + b_3 \Delta LnRevenuHab_{it} + b_4 \Delta LnTauxDivorces_{it} + b_5 \Delta LnNbPermisBatLog_{it} + b_6 \Delta LnTauxHypoth_{it} + b_7 d\Delta LnTauxPropriété_{it} + b_8 \Delta LnTauxEpargne_{it} + \nu_t + \varepsilon_{it},$$

où Δx – les premières différences de x ; $d\Delta x$ – les deuxièmes différences de x ; a – constante ; $b_1, b_2, b_3, b_4, b_5, b_6, b_7, b_8$ – coefficients de régression ; i – indice d'arrondissement (i =1,…,43 où i =1,…,35), t – indice de l'évolution entre les périodes (t =1,…,17) ; ν_t – effet spécifique du temps ; ε_{it} – erreur (résidu).

Notre panel couvre 43 arrondissements pour les prix des maisons (35 arrondissements pour les prix des appartements) et 17 périodes dans les deux cas[7]. Cela fait 731 observations et 595 observations respectivement.

L'hétérogénéité peut être indiquée par l'effet fixé ou par l'effet aléatoire. Le test de Hausman montre que l'effet aléatoire est préféré pour les éléments transversaux (i.e. les arrondissements), mais pas pour les périodes. Cela signifie que l'effet spécifique individuel des arrondissements n'est pas corrélé avec les variables explicatives.

Les modèles de panel avec l'effet aléatoire des arrondissements sont présentés dans le Tableau 6 pour les maisons et dans le Tableau 7 pour les appartements. D'abord, regardons celui des maisons. Le modèle de base (Modèle 1) inclus les deuxièmes différences des variables démographiques ainsi que la première différence du revenu par habitant. On ajoute les premières différences pour le taux de divorces et le nombre de permis de bâtir (Modèle 2 et Modèle 3). Les variables du revenu et du taux de divorces ne sont pas significatives. L'offre représentée par le nombre de permis de bâtir a l'influence positive. Dans les Modèles 4 et 5, on ajoute la première différence du taux d'effort hypothécaire et la deuxième différence du taux de propriété. L'impact du taux hypothécaire est significativement négatif et celui du taux de propriété est non significatif. Dans le Modèle 6, on ajoute le delta du taux d'épargne qui est fortement positif. La variable de la population totale est toujours positive, même si sa significativité diminue dans le dernier modèle. La variable *OLDDEP*, comme prévu, est significativement négative dans tous les modèles. Selon les six modèles, si la deuxième différence d'*OLDDEP* augmente de 1%, le delta du prix des maisons diminue de 1,8%-2,1%. Le R^2 ajusté des modèles est au niveau de 8,9% à 14,3%.

[7] À cause de l'usage des deuxièmes différences, 19 années sont transformées en 17 différences : entre Δ (1995-1996) et Δ (1996-1997), entre Δ (1996-1997) et Δ (1997-1998), etc.

Tableau 6 – Modèle de panel des deltas des prix des maisons dans les arrondissements belges

	Modèle 1	**Modèle 2**	**Modèle 3**	**Modèle 4**	**Modèle 5**	**Modèle 6**
Constante	0,039 (0,000)	0,038 (0,000)	0,039 (0,000)	0,037 (0,000)	0,037 (0,000)	0,042 (0,000)
dΔLnPopTot	2,067 (0,023)	2,071 (0,023)	1,873 (0,040)	1,761 (0,050)	1,819 (0,044)	1,318 (NS)
dΔLnOLDDEP	-1,802 (0,000)	-1,799 (0,000)	-1,818 (0,000)	-2,031 (0,000)	-2,060 (0,000)	-2,101 (0,000)
ΔLnRevenuHab	0,098 (NS)	0,097 (NS)	0,086 (NS)	0,041 (NS)	0,048 (NS)	-0,075 (NS)
ΔLnTauxDivorces	-	0,003 (NS)	0,002 (NS)	0,019 (NS)	0,021 (NS)	0,003 (NS)
ΔLnNbPermisBatLog	-	-	0,018 (0,022)	0,011 (NS)	0,011 (NS)	0,014 (0,078)
ΔLnTauxHypoth	-	-	-	-0,090 (0,000)	-0,093 (0,000)	-0,106 (0,000)
dΔLnTauxPropriété	-	-	-	-	0,548 (NS)	-0,140 (NS)
ΔLnTauxEpargne	-	-	-	-	-	0,156 (0,000)
Périodes	17	17	17	17	17	17
Arrondissements	43	43	43	43	43	43
R^2 ajusté	0,089	0,087	0,093	0,114	0,113	0,143

Significativité est dans les parenthèses
NS – non significatif au niveau de 10%

Dans les modèles pour des appartements, le R^2 ajusté est plus faible, au niveau de 1% à 3% seulement. La variable *OLDDEP* est toujours significativement négative. Selon les six modèles, si la deuxième différence d'*OLDDEP* augmente de 1%, le delta du prix des appartements diminue de 1,1%-1,3%.

Tableau 7 – Modèle de panel des deltas des prix des appartements dans les arrondissements belges

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6
Constante	0,037 (0,000)	0,038 (0,000)	0,038 (0,000)	0,038 (0,000)	0,038 (0,000)	0,042 (0,000)
dΔLnPopTot	-1,135 (NS)	-1,136 (NS)	-1,430 (NS)	-1,538 (NS)	-1,281 (NS)	-1,861 (NS)
dΔLnOLDDEP	-1,101 (0,016)	-1,099 (0,016)	-1,163 (0,011)	-1,234 (0,008)	-1,320 (0,005)	-1,324 (0,005)
ΔLnRevenuHab	0,173 (NS)	0,169 (NS)	0,147 (NS)	0,138 (NS)	0,155 (NS)	0,050 (NS)
ΔLnTauxDivorces	-	0,008 (NS)	0,008 (NS)	0,014 (NS)	0,021 (NS)	-0,003 (NS)
ΔLnNbPermisBatLog	-	-	0,038 (0,005)	0,037 (0,008)	0,035 (0,010)	0,039 (0,004)
ΔLnTauxHypoth	-	-	-	-0,025 (NS)	-0,033 (NS)	-0,041 (NS)
dΔLnTauxPropriété	-	-	-	-	1,353 (NS)	0,612 (NS)
ΔLnTauxEpargne	-	-	-	-	-	0,143 (0,005)
Périodes	17	17	17	17	17	17
Arrondissements	35	35	35	35	35	35
R^2 ajusté	0,011	0,010	0,021	0,021	0,021	0,032

Significativité est dans les parenthèses
NS – non significatif au niveau de 10%

Regardons la simulation simple de l'évolution des prix du logement en cas d'augmentation de *OLDDEP* de 0,29 (le niveau moyen pour la période analysée) jusqu'à 0,32 en deux ans. Cet exemple d'augmentation plutôt rapide est pris pour l'illustration de calcul (Tableau 8). Les premières différences sont 0,01 et 0,02. La deuxième différence égale à 0,01. Rappelons que dans nos modèles, on a obtenu les coefficients de régression pour la deuxième différence d'*OLDDEP*. L'augmentation de la deuxième différence d'1% en chiffre absolu égale à 0,0101. Avec les coefficients de -2,101 pour les maisons et de -1,324 pour les appartements du Modèle 6, on a la diminution de la dynamique du prix de exp(-2,101*Ln(0,0101/0,01)-1)=-2,1% pour les maisons et de exp(-1,324*Ln(0,0101/0,01)-1)=-1,3% pour les appartements. Donc, même l'augmentation du niveau de 3% en deux ans fait la deuxième différence très petite. On peut regarder donc les coefficients de régression pour cette variable directement comme les pourcentages de changement.

Tableau 8 – Simulation de l'augmentation du taux de dépendance des âgés (OLDDEP) de 29% à 32%

Année	Niveau	Première différence	Deuxième différence
i	0,29	-	-
i+1	0,30	0,01	-
i+2	0,32	0,02	0,01

CONCLUSION

Cette étude comprend les deux types d'analyse hédonique des prix du logement dans les arrondissements belges : les modèles annuels de régression linéaire et les modèles de panel des changements annuels. Les modèles pour chaque année ont des faibles effectifs (de 43 et de 35 arrondissements), mais il est possible d'y extraire quelques résultats utiles. Concernant des maisons d'habitation ordinaires, le taux de dépendance des âgés était significativement négatif au cours de la période quand le taux de dépendance belge était en hausse. Pour les années 2000-2006, l'augmentation annuel du taux de dépendance de 1% diminue le prix des maisons de 0,43% à 0,65%. Pour la plupart des années analysées, la population totale significativement et positivement influence le prix des maisons. Aussi, dans les modèles pour les maisons et pour les appartements, les variables explicatives du revenu par habitant et du nombre de permis de bâtir par habitant sont presque toujours significativement positives. Le taux de divorces devient significativement positif depuis le début des années 2000, cela corresponds à la période du maximal taux en Belgique, d'autour de 0,3% par rapport à la population.

Une des limitations de notre analyse est l'absence de superficie des biens vendus. Différemment aux études de Takáts (2012) et de Simon et Essafi (2016), nous analysons les prix moyens totaux et pas les prix unitaires (au mètre carré). Rappelons que le nombre des arrondissements dans nos modèles est relativement petit. Quand nous construisons le modèle de panel, il faut ajouter le problème de non stationnarité des premières différences des variables démographiques. A cause de ce problème, notre résultat n'est pas comparable directement avec celui français.

Le pouvoir explicatif de nos modèles de panel est faible. Notamment cela concerne les modèles des prix des appartements. Avec 43 arrondissements dans les modèles des maisons, le R^2 maximale est de 14%. Pourquoi la performance des modèles est beaucoup plus modeste par comparaison avec la France ? En plus des aspects problématiques mentionnés, une explication additionnelle peut être la suivante. En Belgique, une importante partie de ménages sont propriétaires déjà à l'âge du chef de ménage assez jeune. Par exemple, en Wallonie, 40% des ménages ayant un chef de moins de 35 ans sont déjà propriétaires. Même si la proportion de propriétaires augment ensuite avec l'âge du chef de ménage, il semble que la concurrence générationnelle en Belgique est moins forte qu'en France. Aussi, il est possible qu'en Belgique, parmi les propriétaires âgés, il y a moins de ceux qui vendent leur logement.

Selon les modèles de panel, l'impact de la dépendance des âgés est significatif et négatif dans toutes les spécifications. L'effet, donc, existe en Belgique. Si la deuxième différence d'*OLDDEP* augmente de 1%, le delta du prix des maisons diminue de 1,8%-2,1% et celui du prix des appartements diminue de 1,1%-1,3%. Les autres variables qui positivement influencent les changements annuels des prix du logement sont le nombre de permis de bâtir et le taux d'épargne. Pour les maisons, le taux hypothécaire est un facteur négatif.

ANNEXE

Modèle des niveaux des prix dans les arrondissements belges (panel, moindres carrés)

	Maisons	Appartements
Constante	-6,501 (0,000)	-4,628 (0,000)
LnPopTot	0,014 (NS)	-0,003 (NS)
LnOLDDEP	-0,113 (0,064)	0,270 (0,000)
LnRevenuHab	1,902 (0,000)	1,776 (0,000)
Périodes	19	19
Arrondissements	43	35
R^2 ajusté	0,618	0,612

Significativité est dans les parenthèses
NS – non significatif au niveau de 10%

RÉFÉRENCES

Ando A et Modigliani F (1963) « The life-cycle hypothesis of saving: aggregate implications and tests », *The American Economic Review*, 53 (1), pages 55-84.

Anfrie M-N, Cassilde S, Kryvobokov M, Pradella, S (2014) *Enquête sur la Qualité de l'Habitat en Wallonie – Résultats clés*. Rapport de synthèse concernant l'Enquête sur la Qualité de l'Habitat. Centre d'Etudes en Habitat Durable, Charleroi, 72 pages.

https://docs.google.com/file/d/0B2DSr7OhrqEjbFBTb1pTdUpqWkE/edit?pli=1

Bureau fédéral du Plan (2016). « *Perspectives démographiques 2015-2016. Populations, ménages et quotients de mortalité prospectifs* », Direction générale Statistique – Statistics Belgium, mars, 72 pages.

http://www.plan.be/admin/uploaded/201503170937470.FORPOP1460_10926_150310_F.pdf

Driant J-C (2009) *Les politiques du logement en France*, La Documentation Française, Paris, 184 pages.

Rosen S (1974) « Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition », *Journal of Political Economy*, 82 (1), pages 34-55.

Simon A et Essafi Y (2016) « Concurrence générationnelle et prix immobiliers », *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, à apparaitre.

Takáts, E. (2012) « Aging and house prices », *Journal of Housing Economics*, 21, pages 131-141.