

# **Politique monétaire unique, taux bancaires et prix immobiliers dans zone euro**

**Blot Christophe**  
OFCE

**Labondance Fabien**  
Université de la Réunion

Résumé :

*L'objectif de notre contribution est de développer empiriquement l'analyse des mécanismes de transmission de la politique monétaire vers les prix immobiliers des principales économies de la zone euro. Nous tenons explicitement compte du rôle des banques, via le canal du taux d'intérêt bancaire. Nous proposons donc une approche en deux étapes : la première permet d'illustrer la répercussion des taux contrôlés par la BCE sur les taux pratiqués par les banques pour les crédits immobiliers, tandis que la deuxième fait le lien entre les taux bancaires et les prix immobiliers. Cette analyse permet de comprendre les différentes sources de l'hétérogénéité de la transmission de la politique monétaire. Il apparaît en effet que le canal du taux d'intérêt bancaire est de plus en plus homogène dans la zone euro. En revanche, la transmission des taux bancaires aux prix immobiliers et à l'ensemble de l'économie demeure dépendante des structures propres à chaque Etat membre.*

Mots clés : Canaux de transmission de la politique monétaire, prix immobiliers, zone euro, SUR-ECM, Cointégration en panel, DOLS.

Classification JEL : C23, E43, E52.

## I Introduction

La crise que traverse la zone euro trouve sa source dans les multiples déséquilibres qui se sont développés depuis sa création. S'ils ont été un temps ignorés, les propositions récentes de la Commission européenne, visant à établir une surveillance des déséquilibres macroéconomiques, tentent de combler ce vide. Parmi les nombreux indicateurs inclus dans le tableau de bord figurent notamment l'évolution des prix immobiliers ainsi que celle des crédits au secteur privé. Le lien entre le cycle économique et le cycle immobilier est empiriquement avéré (Goodhart & Hofman, 2007). Les périodes de boom et de krach immobiliers peuvent donc être la source de déséquilibres mais également de l'hétérogénéité qui caractérise la zone euro. La situation de l'Espagne ou de l'Irlande en est aujourd'hui la parfaite illustration. La corrélation immobilier / croissance renvoie mécaniquement à celle observée entre l'évolution des crédits et celle des prix immobiliers, ce qui conduit à s'interroger sur le rôle de la politique monétaire. En effet, de nombreuses contributions montrent que les marchés immobiliers constituent un vecteur de transmission de la politique monétaire vers l'économie réelle (Mishkin, 2007 ; Lastrapes, 2002).

Ainsi, malgré la mise en œuvre d'une politique monétaire unique, force est de constater que la zone euro a connu d'importantes divergences en matière d'évolution de l'activité de crédit et des prix immobiliers. Giuliodori (2005), Calza et al. (2007) ou Cartensen et al. (2009) ont confirmé cette hétérogénéité de la transmission de la politique monétaire vers les prix immobiliers des différents pays de la zone euro. Ces travaux insistent principalement sur les caractéristiques institutionnelles des marchés hypothécaires (voir ECB, 2003) telles que le poids de l'endettement, la maturité moyenne des crédits ou encore la durée initiale de fixation du taux d'intérêt. Ces caractéristiques sont fondamentalement liées au rôle des banques dans la transmission de la politique monétaire : c'est-à-dire du canal du taux d'intérêt et du canal du crédit.

En concurrence imparfaite, les banques disposent d'un pouvoir de marché, qui dépend lui-même de multiples facteurs (Mojon, 2001), et elles ne répercutent pas forcément intégralement et immédiatement les variations des décisions prises par les autorités monétaires (voir notamment De Bondt, 2005 ou Sander & Kleimeier, 2004). Pourtant, cette dimension n'est généralement pas intégrée dans l'analyse dynamique faisant la relation entre l'instrument de politique monétaire – le taux d'intérêt à court terme – et les prix immobilier ou alors, elle ne l'est qu'indirectement par la distinction de différents groupes de pays selon la structure de leur système financier et de leur marché hypothécaire (Assenmacher-Wesche & Gerlach, 2010).

L'objectif de notre contribution est de développer empiriquement l'analyse des mécanismes de transmission de la politique monétaire vers les prix immobiliers des principales économies de la zone euro en tenant explicitement compte du rôle des banques, via le canal du taux d'intérêt bancaire. Nous proposons donc une approche en deux étapes : la première permet d'illustrer la répercussion des taux contrôlés par la BCE sur les taux pratiqués par les banques pour les crédits immobiliers, tandis que la deuxième fait le lien entre les prix immobiliers et les taux bancaires. Cette décomposition se justifie par le fait que les crédits – et donc ensuite les prix immobiliers – sont liés directement aux taux bancaires plutôt qu'au taux de politique monétaire. Cette analyse permet alors de mieux comprendre les sources de l'hétérogénéité de la transmission de la politique monétaire sur les prix immobiliers. L'approche économétrique utilisée dans la première séquence s'appuie sur les travaux de Sorensen & Werner (2006). Ils estiment un modèle SUR-ECM (Seemingly unrelated regression – Error correction model) permettant de modéliser l'hétérogénéité de la transmission de la politique monétaire en tenant

compte de la corrélation des chocs affectant les pays de la zone euro.

Nous mettons notamment en évidence que le degré de *pass-through* le plus élevé sur la période 2003-2009 est observé en Espagne. En revanche, malgré des degrés de transmission d'ampleur différents, nous montrons que cette transmission est relativement homogène entre les Etats de la zone euro sur la période 2003-2009 et surtout que ce degré d'homogénéité aurait progressé pendant la crise. Ce résultat est novateur au regard de bon nombre d'études précédentes qui n'utilisaient pas des données harmonisées. De fait, les banques ont réagi aux tensions financières en durcissant leurs conditions de crédit plutôt qu'en augmentant les taux d'intérêt. Dans ces conditions, il est possible que les canaux traditionnels de transmission de la politique monétaire soient devenus inopérants.

Ensuite, nous procédons à une seconde analyse traduisant la relation entre les prix immobiliers, le taux d'intérêt bancaire appliqué aux crédits immobiliers et plusieurs autres variables macroéconomiques déterminantes. Pour cela, nous nous appuyons toujours sur une approche en données de panel mais en supposant des comportements hétérogènes. Des tests de cointégration en données de panel permettent de tester l'existence d'une relation de long terme entre les différentes variables. Cette relation peut ensuite être estimée par la méthode DOLS proposée par Stock & Watson (1993). Nous montrons alors que les taux d'intérêt bancaires ont un effet significatif sur les prix immobiliers. Cet impact est de nouveau hétérogène et plus important en Espagne, en France et en Irlande, trois pays qui ont connu des booms immobiliers au début des années 2000.

Après cette introduction, notre contribution est constituée d'une deuxième section où nous revenons sur le canal de transmission de la politique monétaire par les prix immobiliers. Nous rappelons l'importante hétérogénéité structurelle qui demeure entre les différents marchés nationaux de la zone euro. Puis, dans une section 3, nous présentons les résultats issus de la méthodologie SUR-ECM faisant le lien entre la politique monétaire unique et les taux bancaires nationaux. Dans une section 4, nous analysons la relation de long terme entre les prix immobiliers, les taux bancaires et d'autres variables macroéconomiques. Enfin, dans une section 5, nous concluons.

## **II Le canal de transmission des prix immobiliers dans les pays de la zone euro**

La transmission de la politique monétaire s'effectue par le biais de différents canaux. Dans cette section, nous revenons sur le canal du prix de l'immobilier dans la zone euro. Il ne peut s'appréhender qu'en tenant compte des différentes structures nationales, tant bancaires, prudentielles, institutionnelles ou légales propres à chaque Etat membre de la zone euro. Ces dernières ont ainsi une influence à la fois sur la sensibilité des prix immobiliers aux impulsions monétaires et sur l'impact de ces mêmes prix immobiliers sur la demande globale et par voie de conséquence sur l'inflation.

Les décisions de politique monétaire de la BCE sur les taux directeurs se répercutent dans les taux pratiqués sur le marché interbancaire et ensuite sur les taux appliqués aux crédits immobiliers pratiqués par les banques (BCE, 2009b). Depuis Cottarelli & Kourelis (1994), de nombreuses études ont quantifié cette transmission des taux directeurs aux taux bancaires. Leurs conclusions sont assez sensibles au modèle précisément testé (Sander & Kleimeier, 2004) ainsi qu'aux échantillons retenus (Marotta, 2008). Une conclusion commune à

l'ensemble de ces travaux est que malgré le processus d'intégration économique et de libéralisation, d'importantes hétérogénéités sont perceptibles selon les marchés analysés. Elles résultent des caractéristiques des systèmes légaux ou financiers nationaux (Cottarelli & Kourelis, 1994 ; Cechetti, 1999 ; Mojon, 2000). Ces hétérogénéités sont donc fortement liées au fonctionnement des marchés immobiliers, aux caractéristiques des systèmes bancaires ainsi qu'à la santé des banques. Le Tableau 1 récapitule certaines caractéristiques des marchés immobiliers nationaux. Nous pouvons en particulier y constater l'hétérogénéité des modalités de financement selon que les secteurs bancaires nationaux privilégient les taux fixes ou variables. Le canal du crédit met spécialement en avant les questions relatives à la santé des banques. Il est ainsi évoqué que les impulsions monétaires sont parfois moins bien intégrées dans les taux d'intérêt des banques commerciales si les banques sont contraintes par des régulations. Même lors de phases de politiques monétaires expansionnistes, l'offre de crédit peut être limitée en raison des réglementations prudentielles. L'hypothèse selon laquelle les conditions de concurrence favorisent la transmission de la politique monétaire est également souvent proposée (Mojon, 2000). Le Tableau 1 nous permet également d'apprécier l'hétérogénéité des degrés de concentration des différents secteurs bancaires. Quand l'Allemagne possède un secteur bancaire relativement concurrentiel, tout comme l'Autriche, la France, l'Irlande ou encore l'Italie, il apparaît que les secteurs Belges, néerlandais ou finlandais sont quant à eux très concentrés (Pavic et.al., 2012).

La demande d'acquisition de biens immobiliers est également fortement liée à l'accès des ménages au crédit. En ce sens, les caractéristiques culturelles mais également légales sont essentielles. Les coûts de transactions (taxes, actes notariaux) sont à ce titre important et s'étalent de 4% en Finlande du prix du bien à plus de 20% en Grèce. Le Tableau 1 montre aussi les diverses pratiques nationales au regard de l'endettement en générale et de l'acquisition de prêts immobiliers par les ménages en particulier. Entre les ménages italiens, endettés à hauteur de 22% en la matière et les ménages néerlandais, dont l'endettement atteint 89%, les différences de pratiques sont considérables. Nous pouvons ainsi constater qu'en dépit d'un mouvement global de dérégulation de ces marchés, les différences demeurent importantes. Les tendances apparaissent également distinctes. Ainsi, si entre 1999 et 2007 dans certains Etats le nombre de prêt immobilier s'est considérablement accru (d'environ 30% en Grèce, 23% en Irlande, 20% en Italie et en Espagne), cette forte accélération n'est pas partagée par tous. La France voit tout de même le nombre de prêt croître de 10% quand l'Allemagne se contente de 3%. Ces différents éléments sont donc les indices de niveau de maturité des marchés particulièrement contrastés.

Enfin, les prix immobiliers influencent ensuite la demande globale par le biais de plusieurs canaux : principalement le canal du bilan des agents et l'effet de richesse<sup>1</sup>. En effet, les biens immobiliers servant de collatéral lors de demandes d'emprunts des agents, une hausse des prix immobiliers permet aux propriétaires d'accéder à des niveaux d'endettement supérieur. En lien avec ce premier canal, un effet richesse peut se matérialiser par l'intermédiaire de la hausse des prix immobiliers. Si cet effet peut sembler ambiguë (une hausse des prix immobiliers si elle favorise les détenteurs des biens peut demander aux futurs acquéreurs de faire des arbitrages dans leur consommation), il s'avère positif dans les cas où la hausse des prix est permanente et continue et lorsque la proportion de propriétaire occupant leur bien est élevée. En d'autres termes, si la plupart des foyers sont déjà détenteurs d'un bien immobilier, la hausse du prix de ce bien peut leur permettre d'accéder à des niveaux de consommation supérieurs (Ludwig & Sloek 2002). *A contrario*, l'effet richesse se réduit si la proportion de locataires est importante. Cette réduction peut être renforcée par le fait que la hausse des prix

---

<sup>1</sup> Voir Mishkin (2007) pour plus de détails.

immobiliers s'accompagne d'une augmentation des loyers. Les locataires ayant une propension à consommer supérieure à celle des propriétaires, une hausse des loyers contribue donc à limiter l'effet richesse. Le Tableau 1 précise enfin les disparités en termes de location des biens immobiliers en Europe. Le taux de location est particulièrement bas en Espagne (9%) laissant augurer la possibilité d'un effet richesse important.

**Tableau 1 : Caractéristiques des marchés immobiliers nationaux**

	Caractéristiques des prêts immobiliers					Caractéristiques d'endettement des ménages				
	Type de taux d'intérêt	Part des taux variables dans les nouveaux prêts (%)	Taux d'intérêt sur lequel sont indexés les taux variables	Maturité des prêts (en années)	Coûts de transaction (en % de la valeur du ien immobilier)	Endettement total des ménages (% du PIB)	Endettement immobilier des ménages (% du PIB)	Croissance des prêts immobiliers (1999-2007)	Taux de location (en %)	Concentration des secteurs bancaires (HHI)
Autriche	Variable	61	Euribor 3 mois	30	8	45,6	24,9		39,6	545
Belgique	Fixe	10	Bonds du trésor (10 ans)	20	12,5	44,3	35,8	11,5	28,7	1971
Allemagne	Fixe	15	Taux monétaire de long terme	25-30	7	58,7	40	3	58,4	175
Espagne	Variable	91	Euribor 12 mois	30	10	82,7	61,5	19,8	9,3	496
Finlande	Variable	96	Euribor 12 mois	20-25	4	48,2	34,6	14	31,1	2548
France	Fixe	15	Euribor 12 mois	19	14	47,4	35	10,1	42,8	653
Grèce	Variable	28	Euribor 3 mois	15-20	Jusqu'à 20	43,6	30,3	30,3	20	1118
Irlande	Variable	67	Euribor 3 mois	31-35	8	90,5	73,9	23,4	18	598
Italie	Variable	47	Euribor 3 mois	22	7	34,7	21,8	20,3	18,8	266
Pays-Bas	Fixe	18	Taux monétaire de long terme	30	8	97,7	89,4	13,4	43	1842
Portugal	Variable	99	Euribor 6 mois	30-40	10	85,9	69,4	14,9	20,8	1074

Source : BCE (2009a), Pavic, Galetic & Pavic Kramaric (2012), Giuliadori (2005)

(Ce tableau présente diverses caractéristiques des marchés immobiliers de la zone euro. Ces données datent de 2007, hormis pour les coût de transaction, qui datent de 2005 et la concentration des secteurs bancaires qui date de 2009. La concentration des secteurs bancaires s'appuie sur l'indice Herfindahl-Hirschmann (HHI) qui indique un degré de concentration élevé quand il est élevé)

### III De la politique monétaire aux taux bancaires

L'objectif est ici d'estimer le processus de transmission de la politique monétaire, via le canal des taux d'intérêt bancaires, dans la zone euro et de réaliser des comparaisons entre les processus des différents Etats membres analysés.

#### 3.1 Démarche empirique et données

Nous utilisons un modèle à correction d'erreurs (MCE). Nous supposons de plus que les mécanismes analysés nationalement sont liés à travers le temps en raison de leur dépendance à une politique monétaire commune. Mais, dans le même temps, nous souhaitons faire apparaître les possibles hétérogénéités entre ces divers processus. Pour ces raisons, nous utilisons une méthodologie en panel appelée *seemingly unrelated regression* (SUR) qui permet de prendre en compte ces deux dimensions. Cette méthode a été étendue aux analyses dynamiques par Kim (2004) ou encore Moon & Peron (2005) qui ont formulé un modèle SUR-ECM qui intègre un MCE.

Notre étude s'appuie sur les taux appliqués aux crédits immobiliers par les institutions monétaires et financières de la zone euro depuis 2003. Ces taux sont issus de la base de données harmonisée de la BCE<sup>2</sup>. Les données couvrent donc la période allant de janvier 2003 à février 2012.

Ces taux d'intérêt sont obtenus pour onze économies de la zone euro, à savoir L'Autriche (AT), la Belgique (BE), la Finlande (FI), la France (FR), l'Allemagne (DE), la Grèce (GR), l'Irlande (IE), l'Italie (IT), l'Espagne (ES), les Pays-Bas (NL) et le Portugal (PT). Comme variables exogènes qui servent d'approximation de la politique monétaire de la BCE, nous utilisons un taux d'intérêt du marché monétaire : le taux Eonia (*Euro overnight index average*). Il apparaît comme étant une bonne approximation de la politique monétaire puisque ce taux est directement la cible des actions de la BCE à partir des opérations de refinancement et des facilités marginales (De Bondt, 2005)<sup>3</sup>.

Les tests de racine unitaire (voir tableau 2 en annexe) appliqués montrent que l'hypothèse nulle de présence d'une racine unitaire ne peut pas être rejetée par quatre des cinq premiers tests. Enfin, partant du test proposé par Hadri (2000), où l'hypothèse nulle est cette fois-ci celle de la stationnarité, cela nous permet également de conclure à l'existence d'une racine unitaire. Ensuite, nous supposons, à l'instar d'autres études (De Bondt, 2002 ; Sorensen & Werner ; 2006) qu'il existe une relation de co-intégration entre les taux bancaires et les taux du marché monétaire. Nous estimons alors un MCE afin d'analyser la transmission à court et à long terme de la politique monétaire. En outre, pour comparer les différents processus nationaux de transmission de la politique monétaire, nous estimons le modèle par la méthode SUR qui permet de tenir compte de la corrélation des erreurs. Nous faisons ainsi l'hypothèse que la politique monétaire unique constitue un choc commun pour tous les processus de

<sup>2</sup> Voir le tableau 1 en annexe pour une description des données et des sources.

<sup>3</sup> L'Euribor apparaît également comme une bonne alternative puisque de nombreux contrats à court terme sont indexés sur ce taux. Par ailleurs, De Bondt (2005) montre que la BCE parvient à contrôler les taux d'intérêt à court terme jusqu'à trois mois et Bernoth & Von Hagen (2004) montrent également que l'Euribor à trois mois constituent un bon indicateur de la politique monétaire de la BCE. En période normale, les taux Eonia et Euribor évoluent de concert et sont très corrélés. Cependant, depuis l'été 2007 et la crise financière, nous assistons à un découplage de ces deux taux. L'Euribor à trois mois en particulier s'est détaché des taux directeurs de la BCE, retranscrivant par la même les incertitudes présentes sur les marchés interbancaires. Pour cette raison, l'analyse empirique conduite dans ce papier s'appuie sur le taux Eonia qui demeure, sur la période d'analyse, proche du niveau du taux principal de refinancement de la BCE.

transmission de la politique monétaire de la zone euro. La méthode utilisée permet de tester et de comparer les différents paramètres des différentes équations (Moon & Perron, 2005). Une telle méthodologie a été appliquée par Moon & Perron (2005) pour tester la parité de pouvoir d'achat entre différents pays et Sorensen & Werner (2006) l'ont appliquée aux processus de transmission de la politique monétaire dans la zone euro. En nous référant à cette dernière étude, nous estimons par conséquent pour chaque taux d'intérêt bancaire national l'équation suivante :

$$\Delta ib_{i,t} = \alpha_i + \theta_i ib_{i,t-1} - \beta_i im_{i,t-1} + \gamma_i \Delta im_{i,t-1} + \rho_{i,1} \Delta ib_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

Les variations du taux d'intérêt bancaire sont déterminées par les ajustements vers l'équilibre de long terme entre le taux d'intérêt bancaire et le taux du marché monétaire.  $\beta_i$  mesure la transmission à long terme du taux du marché monétaire au taux des banques commerciales. Dans un environnement concurrentiel parfait, ce coefficient est égal à l'unité. Mais les banques opèrent généralement dans un environnement oligopolistique qui leur octroie un pouvoir de marché. Les banques peuvent donc être réticentes à répercuter immédiatement les changements intervenus sur le marché monétaire.  $\theta_i$  reflète la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme et  $\gamma_i$  mesure la transmission de court terme. Cette structure nous permet de tester l'homogénéité des différents coefficients entre les processus de transmission de la politique monétaire dans les Etats membres, et par extension, d'apprécier le degré d'hétérogénéité entre la transmission à court terme, à long terme ainsi qu'entre les vitesses d'ajustement. La structure de retard de la variable endogène est ajustée afin de s'assurer de l'absence d'autocorrélation des résidus.

### 3.2 Résultats

Nous analysons dans un premier temps la transmission entre les taux du marché monétaire et les taux bancaires pratiqués pour les prêts immobiliers, à partir du modèle SUR-ECM. Néanmoins, la crise financière nous amène à considérer l'éventualité d'une rupture qui aurait pu intervenir à partir de l'été 2007 dans la transmission de la politique monétaire. Nous distinguons deux périodes<sup>4</sup>. La première s'étend de janvier 2003 à décembre 2008 ; elle correspond globalement à période pré-crise. La deuxième permet de rendre compte de l'évolution de la transmission de la politique monétaire vers les taux bancaires au cours de la crise. Il faut toutefois noter que les résultats sur cette période sont probablement plus fragiles. D'une part, ils couvrent une période d'estimation plus courte. D'autre part, la crise a révélé de nombreuses fragilités dans les systèmes bancaires provoquant une crainte de rationnement du crédit. Si le taux de la politique monétaire a bien rapidement baissé, les banques ont néanmoins fait face à d'importantes difficultés de financement. Dans ces conditions et conformément au mécanisme décrit par Stiglitz et Weiss (1981), les banques ont pu privilégier des ajustements quantitatifs aux ajustements de taux atténuant alors la transmission de la politique monétaire par le canal habituel. Les résultats sont résumés dans le tableau 2. Pour chaque période, nous analysons le degré de *pass-through* de long terme, la transmission de court ainsi que la vitesse d'ajustement.

La période pré-crise est caractérisée par une certaine inertie en Autriche, en France, en Grèce, aux Pays-Bas et au Portugal. Pour ces cinq pays, le coefficient traduisant l'impact de la politique monétaire à court terme n'est en effet pas significativement différent de zéro. Cette

<sup>4</sup> Les résultats des tests de date de rupture ne sont pas reproduits ici mais sont disponibles auprès des auteurs.



conclusion est amplifiée pour la seconde période dans la mesure où l'impact d'une hausse des taux monétaires sur les taux des prêts immobiliers n'est significatif que pour l'Espagne, la Grèce, l'Irlande et le Portugal. En ce qui concerne la transmission de long terme de la politique monétaire, la répercussion sur les taux bancaires est incomplète pour la Belgique et l'Allemagne. En Espagne, le coefficient est également significativement différent de un mais supérieur à l'unité si bien qu'il y avait dans ce pays avant la crise une amplification des variations de taux directeur. De fait, il est intéressant de voir que l'écart le plus important dans la transmission de long terme est observé entre l'Allemagne et l'Espagne. Ce résultat est intéressant du point de vue de la dynamique des prix immobiliers qui s'est avérée également très divergente sur une partie de la période d'estimation. Sur la seconde période, il y a généralement une baisse de l'impact à long terme de la politique monétaire. Les pays pour lesquels cette conclusion n'est pas vérifiée (Allemagne, Espagne et Portugal) sont également les pays pour lesquels la vitesse d'ajustement n'est pas significativement différente de zéro. Le modèle estimé ne permet alors sans doute plus de refléter de façon satisfaisant une éventuelle relation de cointégration. Ces résultats doivent donc être considérés avec précaution. A l'inverse, sur la période 2003-2008, toutes les vitesses d'ajustement sauf celle de la Grèce sont significativement différentes de zéro, illustrant la force de rappel exercée par la relation de long terme.

Ces premiers tests montrent qu'en règle générale, la répercussion à long terme des décisions de politique monétaire a été moins forte à partir de 2009. Deux interprétations peuvent être envisagées. La première met en avant l'asymétrie de la transmission de la politique monétaire. La deuxième sous-période couvre essentiellement une phase de détente monétaire. Or certains travaux<sup>5</sup> ont montré que la transmission de la politique monétaire était moins forte dans les périodes phases de baisse des taux que dans les périodes de hausse des taux. L'autre interprétation privilégie l'existence de dysfonctionnement dans le processus de transmission de la politique monétaire. En période de crise de liquidité aigue, le signal transmis par les taux est devenu inopérant. Les banques ont alors eu recours à d'autres leviers. Les enquêtes réalisées auprès des banques ont de fait reflété un durcissement rapide des conditions de crédit sur l'ensemble de la zone euro en 2008 et 2009 (graphique 1). Ainsi, les banques n'auraient pas durci leur politique d'octroi de crédits en augmentant les taux d'intérêt mais en exigeant des garanties plus importantes, en augmentant les frais ou en prélevant des marges plus élevées.

---

<sup>5</sup> Voir par exemple Mojon (2000).

Tableau 2 : Transmission de la politique monétaire (taux Eonia) aux taux des prêts immobilier pour 11 Etats membres de la zone euro lors de la période pré-crise et depuis la crise.

	Court-terme		Long-terme		Vitesse d'ajustement	
	Pré-crise	crise	Pré-crise	crise	Pré-crise	crise
AT	-0,002	0,18	0,92	0,56*	-0,18***	-0,25***
BE	0,23***	-0,03	0,73**	0,45***	-0,07***	-0,17***
DE	0,32***	0,11	0,53**	1,16	-0,05*	-0,04
ES	0,22**	0,54***	1,25**	3,63	-0,10**	-0,02
FI	0,51***	0,21	1,05	0,77**	-0,26***	-0,41***
FR	-0,05	0,01	0,76	0,15***	-0,07***	-0,07***
GR	0,11	0,70***	1,13	0,99	-0,03	-0,62***
IE	0,58***	0,38*	0,94	0,43***	-0,26***	-0,50***
IT	0,29***	-0,08	1,03	1,00	-0,30***	-0,12***
NL	0,10	-0,01	0,79	0,09***	-0,09***	-0,09***
PT	0,13	0,52**	0,99	6,70	-0,32***	-0,01

(Ce tableau présente la transmission sur les taux des prêts immobilier. Sont présentés la somme des coefficients de court terme, de long terme ainsi que la vitesse d'ajustement (statistique de wald). Pour le coefficient de court terme, l'hypothèse nulle est que le coefficient=0 ; Pour le coefficient de long terme, l'hypothèse nulle est que le coefficient=1 ; Pour le coefficient de la vitesse d'ajustement, l'hypothèse nulle est que le coefficient=0.)

\*, \*\*, \*\*\* : l'hypothèse nulle est rejetée respectivement aux seuils de 10, 5 et 1 %.

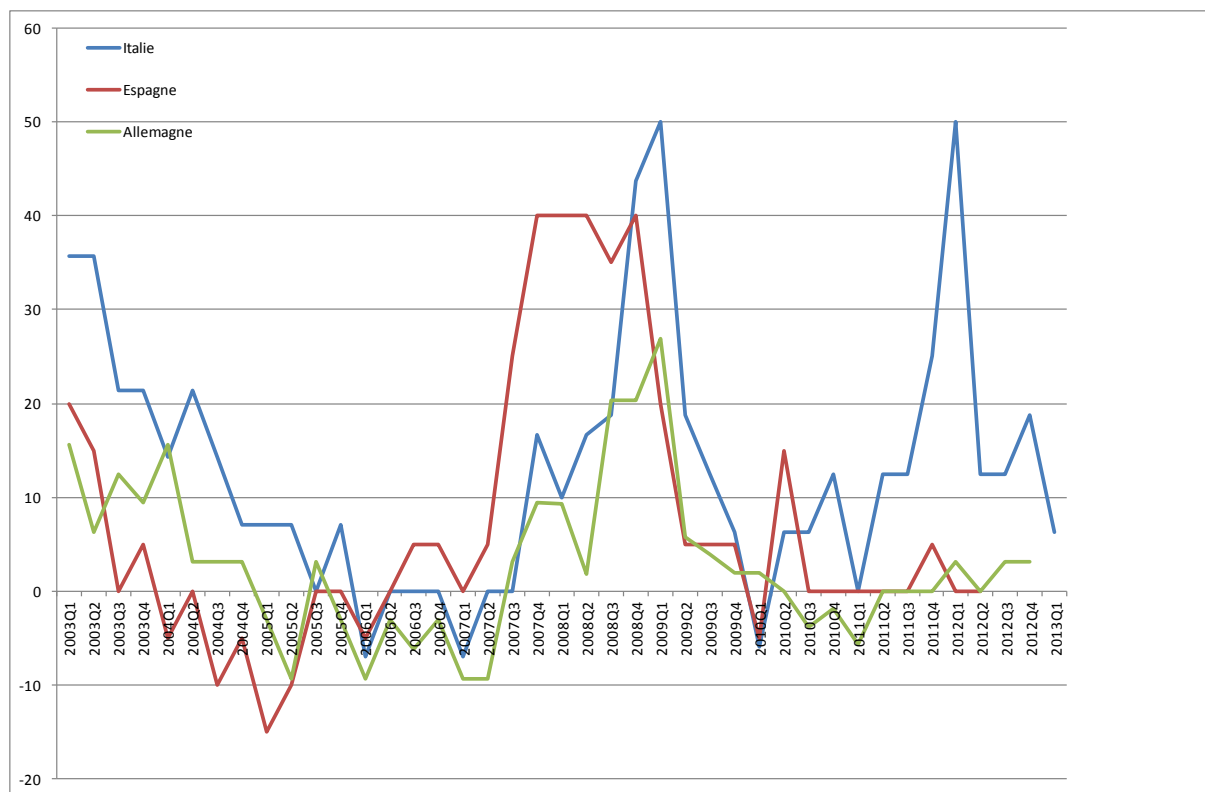
Par ailleurs, partant de ce modèle, il est possible de tester l'égalité des différents coefficients entre les pays. Ce test de Wald est réalisé pour le degré de transmission de long terme sur les

deux sous-périodes. Pour ( $n$ ) pays, il y a  $\left(\frac{n \cdot n - 1}{2}\right)$  combinaisons possibles, soit ici 55. Les

résultats sont résumés dans les tableaux (3a) et (3b) qui sont nécessairement symétriques. Entre 2003 et 2008, il ressort alors qu'à long terme, la transmission de la politique monétaire aux taux bancaires est significativement différente entre l'Allemagne d'une part, l'Espagne, la Finlande, l'Irlande, l'Italie et le Portugal. Il n'y a en revanche pas de différences significatives entre l'Allemagne et la France. On peut observer que sur cette période, il y a 22 combinaisons sur 55 où les différences de transmission de la politique monétaire sont significatives. Ce « degré d'hétérogénéité » tombe à 11 sur la deuxième sous-période. De ce point de vue, on pourrait conclure que la transmission de la politique monétaire est devenue plus homogène au cours de la crise. Néanmoins et en lien avec les éléments mis en avant précédemment sur la baisse du degré de « pass-through », ce résultat peut confirmer l'idée que la crise s'est accompagnée de dysfonctionnements dans la transmission de la politique monétaire. Dans ces

conditions, la moindre hétérogénéité ne pourrait être qu'apparente puisque la politique monétaire ne serait plus transmise par les mêmes canaux.

Graphique 1 : Conditions de crédits



Source : Banques centrales nationales

Tableau 3a : Tests d'égalité du coefficient de transmission de la politique monétaire à long terme pour les prêts immobiliers (période 2003M01 – 2008M12)

	AT	BE	DE	ES	FI	FR	GR	IE	IT	NL	PT
AT	Na	=	=	**	=	=	=	=	=	=	=
BE	=	Na	=	***	**	=	=	=	**	=	**
DE	=	=	Na	***	**	=	=	*	**	=	**
ES	**	***	***	Na	*	***	=	***	**	***	**
FI	=	**	**	*	Na	*	=	*	=	*	=
FR	=	=	=	***	*	Na	=	=	*	=	=
GR	=	=	=	=	=	=	Na	=	=	=	=
IE	=	=	*	***	*	=	=	Na	**	=	=
IT	=	**	**	**	=	*	=	**	Na	*	=
NL	=	=	=	***	*	=	=	=	*	Na	=
PT	=	**	**	**	=	=	=	=	=	=	Na

\*, \*\*, \*\*\* : l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients est rejetée respectivement aux seuils de 10, 5 et 1 %.

Tableau 3b : Tests d'égalité du coefficient de transmission de la politique monétaire à long terme pour les prêts immobiliers (période 2009M01 – 2012M02)

	AT	BE	DE	ES	FI	FR	GR	IE	IT	NL	PT
AT	Na	=	=	=	=	=	=	=	=	*	=
BE	=	Na	=	=	**	=	***	=	=	**	=
DE	=	=	Na	=	=	=	=	=	=	=	=
ES	=	=	=	Na	=	=	=	=	=	=	=
FI	=	**	=	=	Na	**	=	=	=	***	=
FR	=	=	=	=	**	Na	**	=	=	=	=
GR	=	***	=	=	=	**	Na	**	=	***	=
IE	=	=	=	=	=	=	**	Na	=	*	=
IT	=	=	=	=	=	=	=	=	Na	**	=
NL	*	**	=	=	***	=	***	*	**	Na	=
PT	=	=	=	=	=	=	=	=	=	=	Na

\*, \*\*, \*\*\* : l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients est rejetée respectivement aux seuils de 10, 5 et 1 %.

Cette première étape permet donc de montrer qu'il existe des hétérogénéités à long terme dans la transmission de la politique monétaire vers les taux bancaires. En particulier, le degré de *pass-through* est très élevé en Espagne et bien plus faible en Allemagne. Nous montrons par ailleurs que le degré de *pass-through* a baissé dans la plupart des pays pendant la crise et que l'hétérogénéité pourrait avoir également été moins importante. Néanmoins ce résultat pourrait surtout refléter des dysfonctionnements dans la transmission de la politique monétaire plutôt qu'une homogénéisation.

## IV Des taux bancaires aux prix immobiliers

Cette deuxième étape se concentre sur l'impact des variations de taux bancaires sur les prix immobiliers. Comme précédemment, l'objectif est de tester les éventuelles divergences entre les pays.

### 4.1 Démarche empirique

Préalablement à l'estimation du modèle, nous analysons l'existence d'une relation de long terme entre les prix immobiliers, les taux bancaires et d'autres variables macroéconomiques pertinentes sur les deux sous-périodes identifiées. Les tests de coïntégration en données de panel<sup>6</sup> présentent en effet l'avantage de ne pas supposer a priori l'homogénéité du vecteur de coïntégration, ce qui est essentiel étant donné l'objectif. Ensuite, si l'hypothèse de coïntégration ne peut être rejetée, nous utilisons la méthode DOLS<sup>7</sup> pour estimer la relation de long terme. Kao & Chang (2000) montrent en effet que les tests issus d'une régression MCO standard sont biaisés. La relation estimée est alors la suivante :

$$ph_{i,t} = \alpha_i + \theta_i X_{i,t} + \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta X_{i,t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{i,t+j} + \varepsilon_{i,t}$$

où  $ph(i,t)$  désigne les prix immobiliers pour le pays ( $i$ ) à la date ( $t$ ).  $X$  correspond au vecteur de variables macroéconomiques (inflation, PIB, taux bancaires...). ( $p$ ) indique le nombre de *lags* et de *leads* introduits dans le modèle. Par souci de parcimonie, nous supposons que  $p=1$ .

Nous considérons une structure simplifiée, généralement utilisée dans la littérature empirique s'appuyant sur des modélisations VAR<sup>8</sup>, où les prix immobiliers<sup>9</sup> dépendent principalement d'une variable d'activité (ici le logarithme du PIB), de prix (ici le logarithme de l'indice des prix à la consommation harmonisé) et de taux d'intérêt (ici le taux bancaire). Il s'agit du modèle 1. Nous estimons par ailleurs un modèle 2 dans lequel nous intégrons également une variable démographique (ici le logarithme de la population).

### 4.1 Résultats

Les résultats issus des différents tests de Pedroni sont résumés dans le tableau A3 en annexe. L'hypothèse nulle d'absence de coïntégration est rejetée dans 3 cas lorsqu'elle est testée entre les variables de prix immobiliers, d'inflation, de prix et de taux bancaires (modèle 1). Les

<sup>6</sup> Voir Hurlin & Mignon (2007) pour une revue de la littérature.

<sup>7</sup> La méthode DOLS proposée par Stock & Watson (1992) consiste simplement à ajouter des *lags* et des *leads* des variables endogènes, ce qui permet d'obtenir une estimation efficiente des paramètres.

<sup>8</sup> Voir par exemple Lastrapes (2002), Assenmacher-Wesche & Gerlach (2008), Giuiodori (2005) ou Cartensen, Hülsewig & Wollmershäuser (2009).

<sup>9</sup> Les variables ainsi que leurs sources sont données en annexe (tableau A1).

conclusions des tests ne diffèrent pas selon que l'on considère la première ou la deuxième sous-période. Néanmoins, étant donné la faible durée de la période de crise et les turbulences observées sur les marchés immobiliers, bancaires et monétaire, les résultats sur la deuxième sous-période doivent être interprétés avec une grande prudence. Ces résultats ne sont que marginalement modifiés lorsque l'on introduit une variable démographique (modèle 2). Parmi les différents tests proposés par Pedroni, seuls deux tests suggèrent qu'il existe une relation de long terme stationnaire entre les différentes variables. Nous retiendrons par la suite l'hypothèse d'une relation de cointégration. L'estimation de la relation de long terme par la méthode DOLS nous permet alors de tester précisément l'impact d'une variation du taux bancaire sur les prix immobiliers.

L'impact à long terme des différentes variables du modèle 1 (inflation, PIB et taux d'intérêt bancaire) est résumé dans le tableau 5. Les résultats sont dans l'ensemble conformes aux attentes sauf pour l'inflation qui a parfois un signe significativement négatif. L'impact d'une augmentation du PIB sur le prix immobilier est généralement positif et significatif. L'Allemagne constitue une notable exception dans la mesure où l'impact d'une amélioration du PIB n'est pas significative sur la première sous-période et significativement négative sur la deuxième période. Il faut néanmoins à nouveau souligner la plus grande fragilité des estimations au cours de la période de crise dans la mesure où elles s'appuient sur un nombre d'observations plus limité. Quant à l'impact du taux d'intérêt bancaire, il ressort régulièrement de façon négative et significative c'est-à-dire qu'une hausse du coût de l'emprunt entraîne une baisse du prix immobilier. L'effet est significativement négatif sur les deux sous-périodes en Belgique, en Espagne et en France. Entre 2003 et 2008, une hausse des taux réduit significativement les prix immobiliers en Irlande, en Italie et aux Pays-Bas.

La France, l'Espagne puis l'Irlande sont les trois pays pour lesquels l'impact du taux d'intérêt bancaire sur les prix immobiliers est le plus élevé entre 2003 et 2008. Or, dans ces trois pays, sur la période 2003-2006, les taux bancaires ont été nettement plus bas que le taux équivalent pratiqué par les banques Allemandes (graphique 2<sup>10</sup>). Cette sensibilité accrue des prix immobiliers au taux d'intérêt pourrait donc en partie expliquer l'hétérogénéité de la dynamique du marché immobilier entre les pays de la zone euro.

---

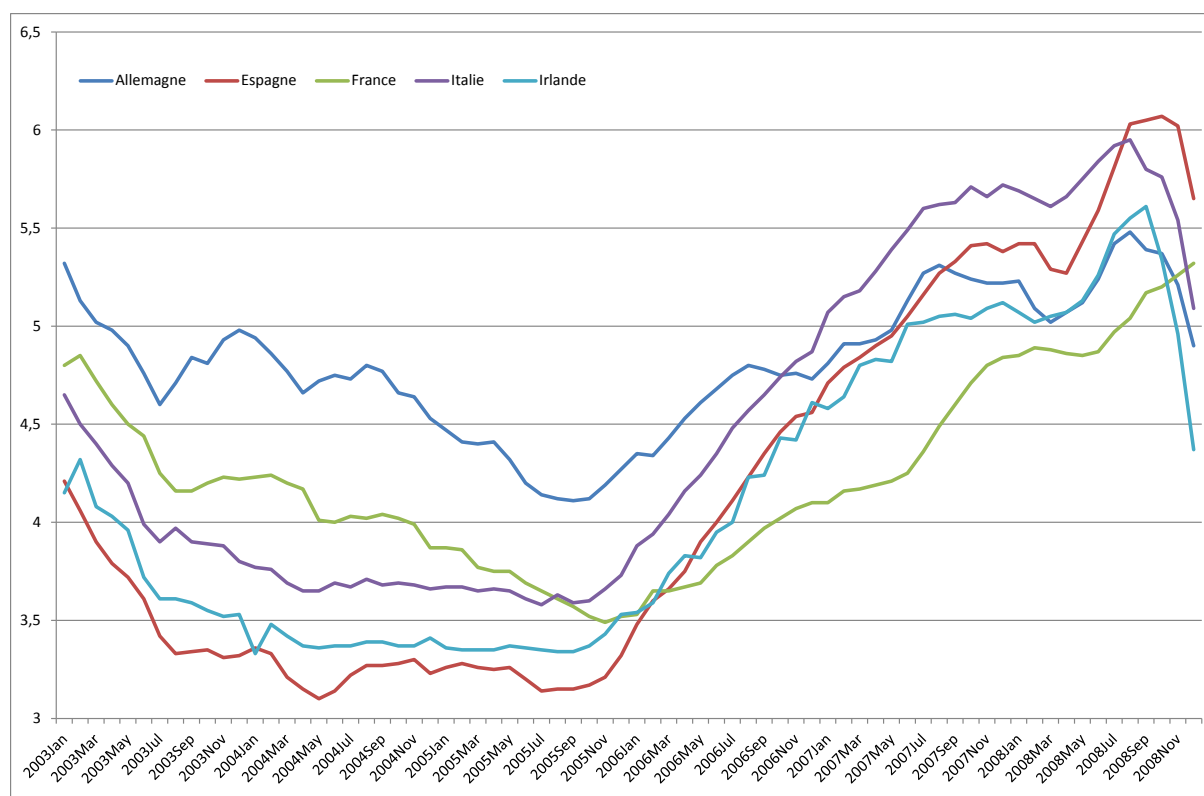
<sup>10</sup> Sur la période, les taux bancaires réels étaient également plus faibles en Espagne, en Irlande et en France qu'en Allemagne.

Tableau 5 : Résultat de l'estimation (modèle 1 avec inflation, PIB et taux bancaires)

	Période 2003 :01 – 2008 :12			Période 2009 :01 – 2012 :02		
	Ipc	Pib	Taux	Ipc	Pib	Taux
Autriche	-0.31	1.03***	-0.0007	0.91**	0.51	-0.03***
Belgique	1.17***	2.87***	-0.02***	0.88***	0.74*	-0.037***
Allemagne	-0.36***	0.06	0.0255***	2.14***	-0.15***	-0.006***
Espagne	0.13	3.64***	-0.067***	-1.65***	2.64***	-0.018***
Finlande	0.298	1.19***	0.017***	1.81***	1.20***	-0.097***
France	2.43***	2.92***	-0.071***	0.85**	2.56***	-0.012*
Grèce	0.51**	1.68***	-0.006	0.04	1.43***	-0.006
Irlande	-0.55	2.09***	-0.039***	-9.14***	7.79***	0.03
Italie	1.78***	1.68***	-0.022***	0.10***	0.20***	0.004***
Pays-Bas	1.26***	0.75***	-0.011***	-1.48***	1.01***	0.025***
Portugal	1.19***	-1.03***	0.007***	0.36***	0.98***	0.003

\*, \*\*, \*\*\* : le coefficient est significativement différent de zéro aux seuils respectifs de 10, 5 et 1 %.

Graphique 2 : Taux pratiqués par les banques aux crédits immobiliers



Source : BCE

Ces conclusions sont partiellement atténuées lorsque l'on intègre une variable démographique (modèle 2) ou lorsque l'on considère un taux d'intérêt réel (modèle 1 bis) (tableau A4 en annexe<sup>11</sup>). L'impact du taux d'intérêt devient moins souvent négatif et rarement significatif. Il reste cependant que deux pays se distinguent : l'Irlande et l'Espagne où les prix immobiliers réagissent négativement à une hausse du taux d'intérêt réel. De même que l'introduction d'une variable démographique ne modifie par l'impact négatif et significatif du taux bancaire en Belgique, Espagne, France et en Irlande, ce qui tend à montrer qu'au moins pour ces pays, le rôle des taux d'intérêt dans le développement du boom immobilier a été significatif. Par ailleurs, l'introduction de variables démographiques montre que l'augmentation de la population a joué un rôle positif et significatif en Belgique, en Finlande, en France, en Irlande, en Italie et aux Pays-Bas.

Enfin, des tests d'égalité des paramètres deux à deux permettent de considérer plus précisément l'hétérogénéité de ces impacts des taux bancaires sur les prix immobiliers. Le tableau 6 montre que les différences entre les pays sur la période 2003-2008 sont significatives dans la plupart des cas. En particulier, l'Espagne et la France se distinguent des autres pays de la zone euro. La réponse des prix immobiliers aux taux d'intérêt bancaires y est donc bien significativement plus forte. Il ressort enfin que comparativement aux tests d'égalité réalisés sur les réponses des taux bancaires aux taux monétaires, les différences sont ici bien plus souvent significatives. Dans ces conditions, l'hétérogénéité de la dynamique des prix immobiliers entre les pays de la zone euro pourrait résulter essentiellement des écarts de réaction des prix immobiliers aux taux bancaires plutôt que de la réaction des taux bancaires

<sup>11</sup> Nous reproduisons ici uniquement les résultats issus de l'estimation couvrant la période 2003-2008.



aux décisions de politique monétaire. Un tableau équivalent reproduit en annexe (tableau A5) montre que cette hétérogénéité semble être restée très forte sur la deuxième sous-période.

*Tableau 6 : Tests d'égalité du coefficient de transmission du taux bancaire aux prix immobiliers (modèle avec inflation, PIB et taux bancaires 1).*

	AT	BE	DE	ES	FI	FR	GR	IE	IT	NL	PT
AT	Na	**	***	***	**	***	=	***	***	*	=
BE	**	Na	***	***	***	***	=	=	=	*	***
DE	***	***	Na	***	=	***	***	***	***	***	***
ES	***	***	***	Na	***	=	***	**	***	***	***
FI	**	***	=	***	Na	***	*	***	***	***	*
FR	***	***	***	=	***	Na	***	***	***	***	***
GR	=	=	***	***	*	***	Na	**	=	=	=
IE	***	=	***	**	***	***	**	Na	=	***	***
IT	***	=	***	***	***	***	=	=	Na	***	***
NL	*	*	***	***	***	***	=	***	***	Na	***
PT	=	***	***	***	*	***	=	***	***	***	Na

*\*, \*\*, \*\*\* : l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients est rejetée respectivement aux seuils de 10, 5 et 1 %.*

Cette analyse permet donc de capter de façon satisfaisante l'impact de différentes variables macroéconomiques sur les prix immobiliers. Elle fait ressortir une assez forte hétérogénéité de l'impact du taux bancaire entre les différents pays de la zone euro, hétérogénéité que ne semble pas atténuer la crise bancaire et financière. Il ressort en particulier que pour la dynamique des prix immobiliers en France, en Espagne et en Irlande pourraient résulter de la conjonction de plusieurs facteurs : des taux d'intérêt bancaire plus faibles (nominaux ou réels), une sensibilité accrue des prix aux taux bancaires, une croissance du PIB et de la population plus dynamique.

## V Conclusion

Dans cet article, nous développons empiriquement l'analyse des mécanismes de transmission de la politique monétaire vers les prix immobiliers des principales économies de la zone euro. Nous tenons explicitement compte du rôle des banques, via le canal du taux d'intérêt bancaire. Nous avons effectué une approche en deux étapes : la première illustre la répercussion des taux contrôlés par la BCE sur les taux pratiqués par les banques pour les crédits immobiliers et la deuxième fait le lien entre les taux bancaires et les prix immobiliers. Il ressort globalement qu'il existe certaines différences dans la transmission de la politique

monétaire. Ces divergences résultent du processus de transmission de la politique monétaire vers le secteur bancaire mais sans doute plus fondamentalement de la variation des taux d'intérêts bancaires vers les prix immobiliers. Ainsi, en considérant la période précédant la crise, il ressort que l'Espagne est le pays où l'impact d'une baisse du taux contrôlé par la banque centrale se transmet le plus fortement aux taux bancaires et où les prix immobiliers sont plus sensibles aux taux bancaires. A l'opposé, la transmission de la politique monétaire était moins forte sur la même période en Allemagne. Si les hétérogénéités qui ont caractérisé les marchés immobiliers ne peuvent pas se réduire au rôle de la politique monétaire, il reste que notre analyse montre qu'elle y a contribué.

## Bibliographie

Assenmacher-Wesche, K., & Gerlach, S. (2010). Financial Structure and the Impact of Monetary Policy on Property Prices. *mimeo* .

BCE. (2009). Housing Finance in the Euro Area. *Occasional Paper Series* (101).

BCE. (2009b). Recent developments in the retail bank interest rate pass-through in the euro area. *ECB Monthly Bulletin* , 93-105.

BCE. (2003). Structural Factors in the EU Housing Markets. *European Central Bank* .

Bernoth, K., & Von Hagen, J. (2004). Euribor futures market: efficiency and the impact of ECB policy announcements. *International Finance* , 7 (1), 1-24.

Calza, A., Monacelli, T., & Stracca, L. (2007). Mortgage Markets, Collateral Constraints and Monetary Policy: Do Institutional Factors Matter? *CEPR Working Paper* (6231).

Cartensen, K., Hülsevig, O., & Wollmershäuser, T. (2009). Monetary Policy Transmission and House Prices: European cross country evidence. *CESifo Working paper* (2750).

Cecchetti, S. (1999). Legal structure, financial structure and the monetary policy transmission mechanism. *FRBNY Economic Policy Review* , 9-28.

Cottarelli, C., & Kourelis, A. (1994). Financial structure, bank lending rates and the transmission mechanism of monetary policy. *IMF Staff Papers* , 41 (4), 587-623.

De Bondt, G. (2002). Retail Bank Interest Rate Pass-Through: New Evidence at the Euro Area Level. *ECB Working Paper Series* (136).

De Bondt, G. (2005). Interest Rate Pass-Through: Empirical Results for the Euro Area. *German Economic Review* , 6 (1), 37-78.

De Bondt, G., Mojon, B., & Valla, N. (2005). Term Structure and the Sluggishness of Retail Bank Interest Rates in the Euro Area. *ECB Working Paper Series* (518).

Giuliodori, M. (2005). The Role of House Prices in the Monetary Transmission Mechanism Across European Countries. *Scottish Journal of Political Economy* , 52 (4), 519-543.

- Goodhart, C., & Hofman, B. (2007). House Prices and the Macroeconomy: an Overview. Dans C. Goodhart, & B. Hofman, *House Prices and the Macroeconomy: Implications for Banking Stability* (p. Chapitre 1). Oxford University Press.
- Hadri, K. (2000). Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. *Econometric Journal* , 3, 148-161.
- Hurlin, C., & Mignon, V. (2007). Une synthèse des tests de cointégration sur données de panel. *Economie et prévision* (178-179), 241-265.
- Hurlin, C., & Mignon, V. (2005). Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel. *Economie et prévision* (169-170), 253-294.
- Kao, C., & Chanh, M-H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In *Nonstationary panels, Panel cointegration and Dynamic Panels*, B.H. Baltagi (editor), 179-222.
- Kim, J. (2004). Short run real exchange rate dynamics: a SUR approach. *Applied Economics Letters* , 11, 909-913.
- Lastrapes, W. (2002). The Real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations. *Journal of Housing* , 11, 40-74.
- Ludwig, A., & Sloek, T. (2002). The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on consumption in OECD Countries. *IMF Working Paper* (1).
- Marotta, G. (2008). Lending interest rate pass-through in the euro area. A data-driven tale. *CEFIN Working Papers* (12).
- Mishkin, F. (2007). Housing and the Monetary Policy Transmission Mechanism. *Economic Symposium Conference Proceedings* .
- Mojon, B. (2000). Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy. *ECB Working Paper Series* (40).
- Mojon, B. (2001). Structures financières et canal des taux d'intérêt de la politique monétaire dans la zone euro. *Economie et Prévision* (147), 89-113.
- Moon, H. R., & Perron, B. (2005). Efficient Estimation of the SUR Cointegration Regression Model and Testing for Purchasing Power Parity. *Econometrics Review* (23), 293-323.
- Pavic, I., Galetic, F., & Pavic Kramaric, T. (2012). Level of Concentration in Banking Markets and Length of EU Membership. *International Journal of Social and Human Sciences* , 6, 67-72.
- Sander, H., & Kleimeier, S. (2004). Convergence in the euro-zone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration. *Journal of International Money and Finance* , 23 (3), 461-492.
- Sorensen, C., & Werner, T. (2006). Bank Interest Rate Pass-Through in the Euro Area. *ECB Working Paper Series* (580).

Stiglitz, J. E., & Weiss, A (198). Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. *American Economic Review* vol.71, n°3, 393-410.

Stock, J. H., & Watson, M.W. (1993). A simple estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica* vol.61, n°4, 783-820.

## Annexes

Tableau A1 : Données

données	source	fréquence
Prix Immobiliers	Banque des Règlements internationaux	indice des prix base 100=2007 Q1 -fréquence annuelle pour l'Allemagne -fréquence semestrielle pour l'Italie -fréquence trimestrielle pour l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande et les Pays-Bas ; -fréquence mensuelle pour le Portugal
Taux bancaires	Banque Centrale Européenne	
Taux Eonia	Banque Centrale Européenne	Eonia à 3 mois, fréquence mensuelle
Indice des Prix à la consommation harmonisé	Eurostat	Fréquence mensuelle
Produit Intérieur Brut réel	Eurostat	Fréquence trimestrielle
Démographie	Eurostat	Fréquence annuelle

Note :Pour passer toutes les variables en fréquence mensuelle, nous utilisons la fonction proposée par *evIEWS* *local quadratic-match average* appliquée aux données d'origine.

Tableau A2 : Tests de racine unitaire en panel pour les taux bancaires immobiliers

	statistique	Probabilité
H0 : existence d'une racine unitaire		
Levin, Lin & Chu	-0,94	0,17
Breitung	-3,39	0,00
Im, Pesaran & Chin	0,55	0,71
Fisher-ADF	13,36	0,92
Fisher-PP	7,21	0,99
H0 : stationarité		
Hadri	7,71	0,00

(Ce tableau présente les résultats de six tests de racine unitaire en panel appliqués aux taux d'intérêt pratiqués par les banques pour les prêts immobiliers dans les pays membres de la zone euro considérés. Deux hypothèses nulles sont testées.)

Tableau A3 : Tests de cointégration en panel

	Modèle 1		Modèle 2	
	2003M01- 2008M12	2009M01- 2008M12	2003M01- 2008M12	2009M01- 2008M12
v-statistic (dimension within)	1.85 (0.03)	1.38 (0.08)	0.15 (0.44)	0.55 (0.29)
rho-statistic (dimension within)	1.21 (0.88)	2.14 (0.98)	2.11 (0.98)	2.76 (0.99)
PP-statistic (dimension within)	0.63 (0.74)	1.53 (0.94)	1.59 (0.94)	1.97 (0.98)
ADF-statistic (dimension within)	-2.47 (0.01)	-2.34 (0.01)	-2.01 (0.02)	-2.50 (0.01)
rho-statistic (dimension between)	1.34 (0.91)	3.09 (0.99)	2.01 (0.98)	3.83 (0.99)
PP-statistic (dimension between)	0.69 (0.76)	2.06 (0.98)	0.96 (0.83)	2.50 (0.99)
ADF-statistic (dimension between)	-1.90 (0.03)	-1.93 (0.02)	-1.68 (0.05)	-2.05 (0.02)

Note : L'hypothèse nulle correspond à l'absence de cointégration. La p-value est indiquée entre parenthèse.

Tableau A4 : Résultats de l'estimation (période 2003-2008)

	Modèle 1 bis			Modèle 2			
	Ipc	Pib	Taux réel	Ipc	Pib	Taux	Démographie
Autriche	-0.52	1.18***	0.002	-1.498***	0.91**	0.016	4.52
Belgique	1.31***	2.64***	0.009	-0.92***	1.31***	-0.042***	12.66***
Allemagne	-0.70***	0.48***	-0.001	-0.57***	0.13***	0.02***	-5.98***
Espagne	-0.52	3.54***	-0.018***	-0.19	3.46***	-0.068***	1.09
Finlande	1.38***	1.00***	0.012***	-1.06***	0.65**	0.013*	18.09***
France	1.91***	3.10***	-0.003	0.50*	1.74***	-0.07***	9.18***
Grèce	0.24	1.95***	0.001	-0.21	1.65***	-0.017	7.68
Irlande	-1.51***	2.51***	-0.017*	-2.57*	0.96***	-0.03***	4.24**
Italie	1.70***	1.10***	0.003	-0.53***	0.798***	0.006**	7.16***
Pays-Bas	1.33***	0.62***	0.002	0.36*	0.70***	0.002	5.42***
Portugal	1.22***	-0.96***	0.003***	0.79***	-0.94***	0.005	-2.88**

\*, \*\*, \*\*\* : le coefficient est significativement différent de zéro aux seuils respectifs de 10, 5 et 1 %.

Tableau A5 : Tests d'égalité du coefficient de transmission du taux bancaire aux prix immobiliers (modèle 1 – période 2009M01-2012M02).

	AT	BE	DE	ES	FI	FR	GR	IE	IT	NL	PT
AT	Na	=	***	*	***	**	***	**	***	***	***
BE	=	Na	***	***	***	***	***	***	***	***	***
DE	***	***	Na	*	***	=	=	=	***	***	***
ES	*	***	*	Na	***	=	*	**	***	***	***
FI	***	***	***	***	Na	***	***	***	***	***	***
FR	**	***	=	=	***	Na	=	*	**	***	**
GR	***	***	=	*	***	=	Na	=	**	***	=
IE	**	***	=	**	***	*	=	Na	=	=	=
IT	***	***	***	***	***	**	**	=	Na	**	=
NL	***	***	***	***	***	***	***	=	=	Na	**
PT	***	***	***	***	***	**	=	=	=	**	Na

\*, \*\*, \*\*\* : l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients est rejetée respectivement aux seuils de 10, 5 et 1 %.