



**HAL**  
open science

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

Christophe Blot, Fabien Labondance

► **To cite this version:**

Christophe Blot, Fabien Labondance. Politique monétaire unique, taux bancaires et prix immobiliers dans la zone euro. Revue de l'OFCE, 2013, 128 (128), pp.189-215. 10.3917/reof.128.0189 . hal-03473898

**HAL Id: hal-03473898**

**<https://sciencespo.hal.science/hal-03473898v1>**

Submitted on 10 Dec 2021

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

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

# POLITIQUE MONÉTAIRE UNIQUE, TAUX BANCAIRES ET PRIX IMMOBILIERS DANS LA ZONE EURO<sup>1</sup>

**Christophe Blot<sup>2</sup>**

*OFCE*

**Fabien Labondance**

*Université de La Réunion*

---

L'objectif de notre contribution est d'analyser empiriquement les mécanismes de transmission de la politique monétaire vers les prix immobiliers dans les principales économies de la zone euro. Nous tenons compte explicitement du rôle des banques, via le canal du taux d'intérêt. Notre approche est 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 est de plus en plus homogène dans la zone euro. Mais ce résultat masque le rôle des effets d'offre de crédit qui ont pu induire une hétérogénéité de la transmission de la politique monétaire. La transmission des taux bancaires aux prix immobiliers et à l'ensemble de l'économie demeure dépendante des structures propres à chaque État membre.

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

---

**L**a 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, la réforme récente de la gouvernance européenne, visant à établir une surveillance des déséquilibres

---

1. Cet article a bénéficié d'un financement au titre du 7<sup>e</sup> PCRD de l'Union européenne (2007-2013) n°266800 (FESSUD)

2. Nous remercions Pamfili Antipa et Sandrine Levasseur pour les différentes remarques qu'elles ont formulées sur les premières versions de cet article.

macroéconomiques, tente 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 et Hofman, 2007). Les périodes de boom et de krach immobiliers peuvent donc être la source de déséquilibres mais également d'hétérogénéité au sein de la zone euro. La situation de l'Espagne ou de l'Irlande et, à l'opposé, celle de l'Allemagne, sont la parfaite illustration de ces déséquilibres et de cette hétérogénéité. La dynamique des marchés immobiliers renvoie mécaniquement à la corrélation observée entre l'évolution des crédits et celle des prix immobiliers, ce qui conduit à s'interroger sur le rôle de la politique monétaire<sup>3</sup>. 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).

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. Giuliadori (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 et bancaires (voir BCE, 2003) tels que le poids de l'endettement, la maturité moyenne des crédits, le degré de concentration du système bancaire ou encore la durée initiale de fixation du taux d'intérêt. Ces diverses composantes structurelles affectent les comportements d'offre et de demande de crédits et d'actifs immobiliers, ce qui renvoie alors au rôle de la transmission de la politique monétaire *via* le canal des prix d'actifs, le canal du crédit ou le canal du taux d'intérêt.

Ainsi, le cadre institutionnel et législatif influence le degré de concentration des marchés bancaires. En concurrence imparfaite, les banques commerciales disposent d'un pouvoir de marché, qui dépend lui-même de multiples facteurs (Mojon, 2001), et elles ne

---

3. Voir Borio (2012) pour une analyse récente sur la question des cycles financiers et en particulier sur le rôle de la dynamique des prix de l'immobilier.

répercutent ni intégralement, ni instantanément les changements de politique monétaire pris par la banque centrale (voir notamment De Bondt, 2005 ou Sander et Kleimeier, 2004). Pourtant, cette dimension n'est généralement pas intégrée dans l'analyse dynamique. Souvent, l'instrument de politique monétaire – le taux d'intérêt à court terme – est directement lié au prix immobilier. Ou alors, cette dimension est prise en compte indirectement, en distinguant différents groupes de pays selon la structure de leur système financier et de leur marché hypothécaire<sup>4</sup>.

L'objectif de notre contribution est d'analyser les mécanismes de transmission de la politique monétaire vers les prix immobiliers dans les principales économies de la zone euro en tenant compte explicitement du rôle des banques, et d'évaluer l'hétérogénéité de cette transmission. 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'aux 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 et 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, les écarts sont peu significatifs. La transmission est donc relativement homogène entre les États de la zone euro sur la période 2003-2009 et surtout, ce degré d'homogénéité aurait progressé pendant la crise. Néanmoins, cette conclusion doit être relativisée puisque, pendant la crise, les banques ont réagi aux

---

4. Voir Assenmacher-Wesche et Gerlach (2010) ou Tsatsaronis et Zhu (2004).

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 modélisant la relation entre les prix immobiliers, le taux d'intérêt bancaire appliqué aux crédits immobiliers et plusieurs autres variables macroéconomiques de contrôle. 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 et 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. Ces différents résultats suggèrent que la dynamique des prix immobiliers dans les différents pays de la zone euro résulte, au moins partiellement, de l'hétérogénéité de la transmission de la politique monétaire.

Le reste de notre contribution est constitué comme suit. Dans une section 1, nous revenons sur le canal de transmission de la politique monétaire *via* les prix immobiliers. Nous rappelons l'importante hétérogénéité structurelle qui demeure entre les différents marchés nationaux de la zone euro. Puis, dans une section 2, 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 3, nous analysons la relation de long terme entre les prix immobiliers, les taux bancaires et d'autres variables macroéconomiques. Enfin, dans une section 4, nous concluons.

## 1. 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 des actifs immobiliers dans la zone euro. Celui-ci ne peut

s'appréhender qu'en tenant compte des différentes structures nationales, tant bancaires que prudentielles, institutionnelles ou légales propres à chaque État 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 prix immobiliers influencent la demande globale par le biais de plusieurs canaux : principalement le canal du bilan des agents et l'effet de richesse (Mishkin, 2007). En effet, les biens immobiliers servant de collatéral lors des demandes d'emprunt 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 ambigu (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 propriétaires 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 et 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 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.

Par ailleurs, les décisions de politique monétaire de la BCE sur les taux directeurs se répercutent sur les taux du marché interbancaire et ensuite sur les taux appliqués aux crédits immobiliers pratiqués par les banques (BCE, 2009b). Depuis Cottarelli et 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 et 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 et 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 et de crédits 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, et aux réglementations prudentielles en vigueur (Van den Heuvel, 2002). Même lors de phases de politiques monétaires expansionnistes, l'offre de crédit peut être limitée en raison des réglementations prudentielles. L'hypothèse selon laquelle un environnement concurrentiel favorise la transmission de la politique monétaire est également souvent proposée (Mojon, 2000). Le tableau 1 nous permet d'apprécier l'hétérogénéité des degrés de concentration des différents secteurs bancaires. Alors que 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 bancaires belges, néerlandais ou finlandais sont 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, le niveau des taux d'intérêt réels mais également les caractéristiques culturelles et légales sont essentielles. Les coûts de transactions (taxes, actes notariaux) sont à ce titre importants et représentent entre 4 % du prix du bien (en Finlande) et plus de 20 % (en Grèce). Le tableau 1 montre aussi les diverses pratiques nationales au regard de l'endettement en général, et de l'octroi de prêts immobiliers aux ménages en particulier. Les différences de pratiques en matière de prêts immobiliers sont considérables, entre des ménages italiens endettés à hauteur de 22 % du PIB et des ménages néerlandais dont l'endettement est de 89 %. Nous pouvons ainsi constater qu'en dépit d'un mouvement global de dérégulation de ces marchés, les différences demeurent importantes. Les évolutions temporelles apparaissent également distinctes.

Tableau 1. Caractéristiques des marchés immobiliers et des crédits nationaux

	Caractéristiques des prêts immobiliers					Caractéristiques d'endettement des ménages				Concentration des secteurs bancaires (HHI)
	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 bien immobilier)	Endettement total des ménages (en % du PIB)	Endettement immobilier des ménages (% du PIB)	Croissance des prêts immobiliers (1999-2007)	Taux de locataires (en %)	
<b>Autriche</b>	Variable	61	Euribor 3 mois	30	8,0	45,6	24,9	13,2	39,6	545
<b>Belgique</b>	Fixe	10	Bons du trésor (10 ans)	20	12,5	44,3	35,8	11,5	28,7	1971
<b>Allemagne</b>	Fixe	15	Taux monétaire de long terme	25-30	7,0	58,7	40,0	3,0	58,4	175
<b>Espagne</b>	Variable	91	Euribor 12 mois	30	10,0	82,7	61,5	19,8	9,3	496
<b>Finlande</b>	Variable	96	Euribor 12 mois	20-25	4,0	48,2	34,6	14,0	31,1	2548
<b>France</b>	Fixe	15	Euribor 12 mois	19	14,0	47,4	35,0	10,1	42,8	653
<b>Grèce</b>	Variable	28	Euribor 3 mois	15-20	Jusqu'à 20	43,6	30,3	30,3	20	1118
<b>Irlande</b>	Variable	67	Euribor 3 mois	31-35	8,0	90,5	73,9	23,4	18	598
<b>Italie</b>	Variable	47	Euribor 3 mois	22	7,0	34,7	21,8	20,3	18,8	266
<b>Pays-Bas</b>	Fixe	18	Taux monétaire de long terme	30	8,0	97,7	89,4	13,4	43,0	1842
<b>Portugal</b>	Variable	99	Euribor 6 mois	30-40	10,0	85,9	69,4	14,9	20,8	1074

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

Sources: BCE (2009a), Pavic, Galetic et Pavic Kramaric (2012), Giuliadori (2005).



Ainsi, tandis qu'entre 1999 et 2007, le nombre de prêts immobiliers s'est considérablement accru dans certains États (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 prêts croître de 10 % quand l'Allemagne affiche une progression de 3 %. Ces différents éléments sont donc les indices de fortes divergences de l'évolution de la situation sur les marchés du crédit. Le tableau 1 précise enfin les disparités en termes de structure du parc immobilier en Europe. Le taux de locataires est particulièrement bas en Espagne (9 %) laissant augurer la possibilité d'un effet de richesse important.

Étant donné la nature de ces caractéristiques, il est clair que la BCE n'a pas ou peu d'emprise sur ces hétérogénéités structurelles mais il n'en demeure pas moins que la transmission de ses décisions en dépend. Dès lors, ces hétérogénéités peuvent contribuer à expliquer pourquoi, dans la zone euro, les actions de la BCE ne se répercutent pas uniformément sur les différents pays de l'Union monétaire.

## 2. 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 comparer les différences de processus entre les États membres.

### 2.1. Démarche empirique et données

Nous utilisons un modèle à correction d'erreurs (MCE), dans lequel nous souhaitons illustrer l'hétérogénéité des processus de transmission de la politique monétaire. Cependant, en raison de l'appartenance des pays à la zone euro, il est également nécessaire de tenir compte de facteurs communs qui affectent la détermination des taux d'intérêt bancaires. 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 et Peron (2005) qui ont formulé un modèle SUR-ECM.

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>5</sup>. Les données couvrent 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 (AUT), la Belgique (BEL), la Finlande (FIN), la France (FRA), l'Allemagne (DEU), la Grèce (GRC), l'Irlande (IRL), l'Italie (ITA), l'Espagne (ESP), les Pays-Bas (NLD) et le Portugal (PRT). Comme variable exogène servant 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>6</sup>.

Les tests de racine unitaire (voir tableau A2 en annexe) 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 et Werner ; 2006) qu'il existe une relation de cointégration 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

---

5. Voir le tableau A1 en annexe pour une description des données et des sources.

6. 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 et 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, reflétant par là-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.

ainsi l'hypothèse que la politique monétaire unique constitue un choc commun pour tous les processus de transmission de la politique monétaire de la zone euro. La méthode utilisée permet de tester et de comparer les paramètres des différentes équations. Une telle méthodologie a été appliquée par Moon et Perron (2005) pour tester la parité de pouvoir d'achat entre différents pays et Sorensen et Werner (2006) l'ont appliquée aux processus de transmission de la politique monétaire dans la zone euro. Nous estimons par conséquent l'équation suivante décrivant la dynamique du taux d'intérêt bancaire :

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

Les variations du taux d'intérêt bancaire (*ib*) sont déterminées par les ajustements vers l'équilibre de long terme entre le taux d'intérêt bancaire et le taux du marché monétaire (*im*). ( $\beta_i$ ) mesure la transmission à long terme du taux du marché monétaire appliqué par les 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 reflétant le processus de transmission de la politique monétaire dans les États 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. Étant donné le nombre de paramètres estimés, nous avons de fait opté pour le modèle le plus parcimonieux. La structure de retard de la variable endogène est ensuite ajustée afin de s'assurer de l'absence d'autocorrélation des résidus.

## 2.2. Résultats

Nous analysons dans un premier temps la transmission entre les taux du marché monétaire et les taux bancaires pratiqués pour les prêts immobiliers et ce, 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 trans-

mission de la politique monétaire. Nous distinguons deux périodes<sup>7</sup>. La première s'étend de janvier 2003 à décembre 2008 ; elle correspond globalement à la période de pré-crise. La deuxième, qui court de janvier 2009 à février 2012, 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 un 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 testons la significativité de la transmission de court terme ainsi que celle de la vitesse d'ajustement. Pour le coefficient *pass-through* à long terme, nous testons l'hypothèse plus pertinente selon laquelle l'impulsion monétaire est totalement intégrée dans les taux bancaires, ce qui correspond à un coefficient unitaire.

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 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 trans-

---

7. Les résultats des tests de dates de rupture ne sont pas reproduits ici mais sont disponibles auprès des auteurs.

mission de long terme est observé entre l'Allemagne et l'Espagne. 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 satisfaisante une éventuelle relation de cointégration. Ces résultats doivent donc être considérés avec précaution. À 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.

**Tableau 2. Transmission de la politique monétaire (taux Eonia) aux taux des prêts immobiliers**

	Court-terme		Long-terme		Vitesse d'ajustement	
	Pré-crise	crise	Pré-crise	crise	Pré-crise	crise
AUT	-0,002	0,18	0,92	0,56*	-0,18***	-0,25***
BEL	0,23***	-0,03	0,73**	0,45***	-0,07***	-0,17***
DEU	0,32***	0,11	0,53**	1,16	-0,05*	-0,04
ESP	0,22**	0,54***	1,25**	3,63	-0,10**	-0,02
FIN	0,51***	0,21	1,05	0,77**	-0,26***	-0,41***
FRA	-0,05	0,01	0,76	0,15***	-0,07***	-0,07***
GRC	0,11	0,70***	1,13	0,99	-0,03	-0,62***
IRL	0,58***	0,38*	0,94	0,43***	-0,26***	-0,50***
ITA	0,29***	-0,08	1,03	1,00	-0,30***	-0,12***
NLD	0,10	-0,01	0,79	0,09***	-0,09***	-0,09***
PRT	0,13	0,52**	0,99	6,70	-0,32***	-0,01

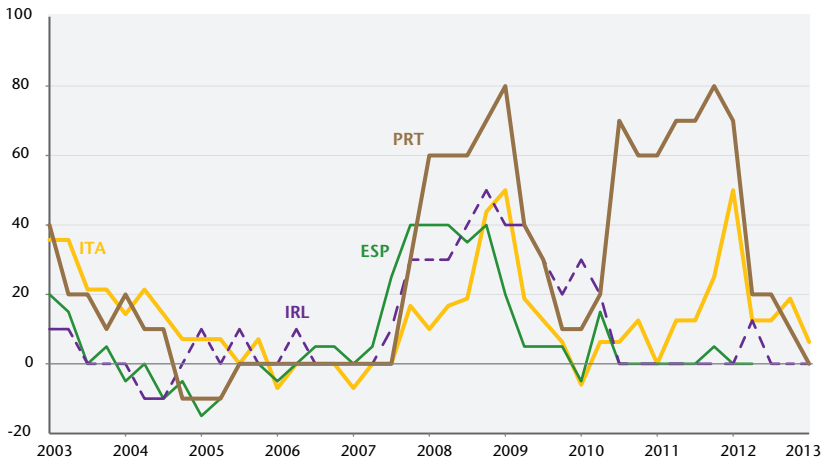
\*, \*\*, \*\*\* L'hypothèse nulle est rejetée respectivement aux seuils de 10, 5 et 1 %.

Note : Ce tableau présente la transmission sur les taux des prêts immobiliers. Sont présentées 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.

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. En effet, la deuxième sous-période couvre essentiellement une phase de détente monétaire. Or certains travaux<sup>8</sup> ont montré que la transmission de la politique monétaire

était moins forte dans les périodes 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 aiguë, comme cela a été le cas en 2007 après l'annonce selon laquelle la BNP n'était pas en mesure de déterminer la valeur liquidative de certains fonds d'investissement et en 2008 après la faillite de Lehman Brother, le signal transmis par les taux est devenu inopérant. Les banques ont alors eu recours à d'autres leviers, privilégiant des ajustements quantitatifs. 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.

Graphique 1. Conditions de crédit\*



\* l'enquête traduit un solde d'opinions entre les banques déclarant avoir durci les conditions de crédit et celles déclarant les avoir assouplies.

Source : Banques centrales nationales.

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

8. Voir par exemple Mojon (2000) ou Coffinet (2005).

sous-périodes. Pour ( $n$ ) pays, il y a  $n(n-1)/2$  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 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, d'autre part. 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.

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

	AUT	BEL	DEU	ESP	FIN	FRA	GRC	IRL	ITA	NLD	PRT
AUT	Na	=	=	**	=	=	=	=	=	=	=
BEL	=	Na	=	***	**	=	=	=	**	=	**
DE	=	=	Na	***	**	=	=	*	**	=	**
ESP	**	***	***	Na	*	***	=	***	**	***	**
FIN	=	**	**	*	Na	*	=	*	=	*	=
FRA	=	=	=	***	*	Na	=	=	*	=	=
GRC	=	=	=	=	=	=	Na	=	=	=	=
IRL	=	=	*	***	*	=	=	Na	**	=	=
ITA	=	**	**	**	=	*	=	**	Na	*	=
NLD	=	=	=	***	*	=	=	=	*	Na	=
PRT	=	**	**	**	=	=	=	=	=	=	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)**

	AUT	BEL	DEU	ESP	FIN	FRA	GRC	IRL	ITA	NLD	PRT
AUT	Na	=	=	=	=	=	=	=	=	*	=
BEL	=	Na	=	=	**	=	***	=	=	**	=
DEU	=	=	Na	=	=	=	=	=	=	=	=
ESP	=	=	=	Na	=	=	=	=	=	=	=
FIN	=	**	=	=	Na	**	=	=	=	***	=
FRA	=	=	=	=	**	Na	**	=	=	=	=
GRC	=	***	=	=	=	**	Na	**	=	***	=
IRL	=	=	=	=	=	=	**	Na	=	*	=
ITA	=	=	=	=	=	=	=	=	Na	**	=
NLD	*	**	=	=	***	=	***	*	**	Na	=
PRT	=	=	=	=	=	=	=	=	=	=	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, notamment sur la période 2003-2008. Les divergences observées en matière d'évolution des crédits immobiliers aux ménages trouvent ici une première explication. 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 également avoir été moins importante. Néanmoins, ce résultat pourrait surtout traduire des dysfonctionnements dans la transmission de la politique monétaire plutôt qu'une homogénéisation.

### 3. Des taux bancaires aux prix immobiliers

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

#### 3.1. 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 cointégration en



données de panel<sup>9</sup> présentent en effet l'avantage de ne pas supposer *a priori* l'homogénéité du vecteur de cointégration, ce qui est essentiel étant donné l'objectif. Ensuite, si l'hypothèse de cointégration ne peut être rejetée, nous utilisons la méthode DOLS<sup>10</sup> pour estimer la relation de long terme. Kao et 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...) <sup>11</sup>. ( $p$ ) 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>12</sup>, où les prix immobiliers<sup>13</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<sup>14</sup>). 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).

### 3.2. Résultats

Les résultats issus des différents tests de Pedroni sont résumés dans le tableau A3 en annexe. L'hypothèse nulle d'absence de coin-

9. Voir Hurlin et Mignon (2007) pour une revue de la littérature.

10. La méthode DOLS proposée par Stock et Watson (1993) consiste simplement à ajouter des *lags* et des *leads* des variables endogènes, ce qui permet d'obtenir une estimation efficiente des paramètres.

11. Les tests de racine unitaire sur ces différentes variables sont présentés en annexe (tableau A2).

12. Voir par exemple Lastrapes (2002), Assenmacher-Wesche et Gerlach (2010), Giuliodori (2005) ou Cartensen, Hülsewig et Wollmershäuser (2009).

13. Les variables ainsi que leurs sources sont données en annexe (tableau A1). Le lecteur intéressé peut se référer au site de la BRL (<http://www.bis.org/statistics/pp.htm>) pour une description plus complète des séries de prix immobiliers.

14. La spécification de base considère le taux bancaire nominal et non réel. En théorie, le taux réel *ex-ante* serait certainement plus approprié. Néanmoins, pour des taux à long terme, il est plus difficile d'avoir une estimation précise du taux d'inflation de long terme anticipé. Nous estimons, dans un second temps, une spécification avec un taux réel dans laquelle le taux nominal est déflaté de l'inflation courante.

tégration 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 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, deux tests suggèrent qu'il existe une relation de long terme stationnaire entre les différentes variables. 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 4. 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 significatif sur la première sous-période et significativement négatif 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

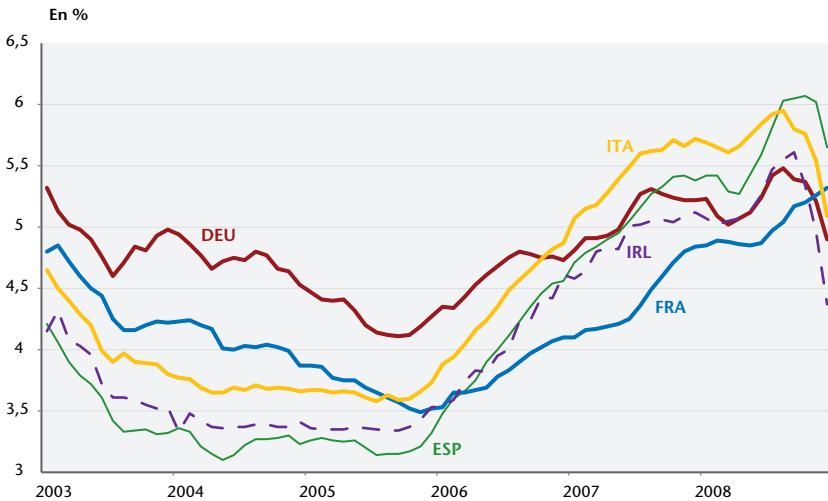
(graphique 2<sup>15</sup>). Cette sensibilité accrue des prix immobiliers au taux d'intérêt pourrait donc en partie expliquer l'hétérogénéité de la dynamique du marché immobilier entre les pays de la zone euro.

Tableau 4. Résultats 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 moyens pondérés appliqués aux crédits immobiliers



Source : BCE.

15. Sur la période, les taux bancaires réels étaient également plus faibles en Espagne, en Irlande et en France qu'en Allemagne.

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>16</sup>). Dans ces deux spécifications, le taux d'inflation ressort à nouveau parfois avec un signe négatif. L'impact du PIB a le signe attendu sauf pour le Portugal où il serait significativement négatif. Ces résultats sont contre-intuitifs et ne trouvent pas au cours de cette période d'interprétation convaincante. Quant à l'impact du taux d'intérêt, il devient moins souvent négatif et il est 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, l'introduction d'une variable démographique ne modifie pas 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. Bien entendu, ces différents résultats ne sont pas incompatibles avec d'autres explications de la dynamique des prix immobiliers dans les pays de la zone euro. Ainsi, Antipa et Lecat (2013) montrent, dans le cas de la France, qu'en tenant compte de l'allongement de la durée moyenne des prêts, on explique en partie la surévaluation des prix en France. Ce dernier point illustre notre propos selon lequel les caractéristiques des systèmes financiers jouent un rôle essentiel dans l'évolution des prix et qu'elles interagissent avec la transmission de la politique monétaire.

Enfin, des tests d'égalité des paramètres deux à deux permettent de considérer plus précisément l'hétérogénéité des impacts des taux bancaires sur les prix immobiliers. Le tableau 5 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 significativement

---

16. Nous reproduisons ici uniquement les résultats issus de l'estimation couvrant la période 2003-2008.

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

	AUT	BEL	DEU	ESP	FIN	FRA	GRC	IRL	ITA	NLD	PRT
AUT	Na	**	***	***	**	***	=	***	***	*	=
BEL	**	Na	***	***	***	***	=	=	=	*	***
DEU	***	***	Na	***	=	***	***	***	***	***	***
ESP	***	***	***	Na	***	=	***	**	***	***	***
FIN	**	***	=	***	Na	***	*	***	***	***	*
FRA	***	***	***	=	***	Na	***	***	***	***	***
GRC	=	=	***	***	*	***	Na	**	=	=	=
IRL	***	=	***	**	***	***	**	Na	=	***	***
ITA	***	=	***	***	***	***	=	=	Na	***	***
NLD	*	*	***	***	***	***	=	***	***	Na	***
PRT	=	***	***	***	*	***	=	***	***	***	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 la dynamique des prix immobiliers en France, en Espagne et en Irlande pourrait résulter de la conjonction de plusieurs facteurs : des taux d'intérêt bancaires plus faibles (nominaux ou réels), une sensibilité accrue des prix aux taux bancaires, une croissance du PIB et de la population plus dynamique. L'objectif de notre contribution n'est pas de quantifier précisément le rôle respectif de ces différents facteurs. Une modélisation pays par pays plus complète serait plus appropriée à cette fin.

Néanmoins, il ressort clairement que l'hétérogénéité de la transmission de la politique monétaire a contribué aux évolutions divergentes observées au sein de la zone euro. D'autres facteurs macroéconomiques et démographiques ou encore le développement de bulles ont pu constituer les autres ingrédients de ce cocktail hétéroclite.

#### 4. Conclusion

Dans cet article, nous avons analysé empiriquement les mécanismes de transmission de la politique monétaire vers les prix immobiliers dans les principales économies de la zone euro. Nous avons tenu compte explicitement du rôle des banques. 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 des différences dans la transmission de la politique monétaire. Ces différences résultent non seulement du processus de transmission de la politique monétaire vers les taux bancaires mais sans doute encore plus fondamentalement de réponses différenciées des prix immobiliers aux changements de taux bancaires. Ces différences dans la transmission s'expliquent donc essentiellement par des différences de structures des marchés immobiliers nationaux. 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. À 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.

#### Références bibliographiques

Antipa P. et R. Lecat, 2013, « Bulle immobilière et politique d'octroi de crédit : enseignements d'un modèle structurel du marché français de l'immobilier résidentiel », *Revue de l'OFCE/débats et politiques*, 128.

- Assenmacher-Wesche K. et S. Gerlach, 2010, « Financial Structure and the Impact of Monetary Policy on Property Prices », *mimeo*.
- BCE, 2009a, « 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 », *Banque centrale européenne*.
- Bernoth K. et J. von Hagen, 2004, « Euribor futures market: efficiency and the impact of ECB policy announcements », *International Finance*, 7 (1) : 1-24.
- Borio C., 2012, « The Financial cycle and macroeconomics : what have we learnt? », *BIS Working Papers*, 395.
- Calza A., T. Monacelli et L. Stracca, 2007, « Mortgage Markets, Collateral Constraints and Monetary Policy: Do Institutional Factors Matter? », *CEPR Working Paper*, 6231.
- Cartensen K., O. Hülsevig et T. Wollmershäuser, 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.
- Coffinet J., 2005, « Politique monétaire unique et canal des taux d'intérêt en France et dans la zone euro », *Bulletin de la Banque de France*, 136 : 29-40.
- Cottarelli C. et A. Kourelis, 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. et N. Valla, 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. et B. Hofman, 2007, « House Prices and the Macroeconomy: an Overview », in C. Goodhart et B. Hofman, *House Prices and the Macroeconomy: Implications for Banking Stability* (Chapitre 1), Oxford University Press.

- Hadri K., 2000, « Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data », *Econometric Journal*, 3 : 148-161.
- Hurlin C. et V. Mignon, 2007, « Une synthèse des tests de cointégration sur données de panel », *Economie et prévision*, (178-179), 241-265.
- Hurlin C. et V. Mignon, 2005, « Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel », *Economie et prévision*, (169-170), 253-294.
- Kao C. et M. -H. Chanh, 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. et T. Sloek, 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 », *Économie et Prévision*, 147 : 89-113.
- Moon H. R. et B. Perron, 2005, « Efficient Estimation of the SUR Cointegration Regression Model and Testing for Purchasing Power Parity », *Econometrics Review*, 23 : 293-323.
- Pavic I., Galetic F. et T. Pavic Kramaric, 2012, « Level of Concentration in Banking Markets and Length of EU Membership », *International Journal of Social and Human Sciences*, 6 : 67-72.
- Sander H. et S. Kleimeier, 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. et T. Werner, 2006, « Bank Interest Rate Pass-Through in the Euro Area », *ECB Working Paper Series*, 580.
- Stiglitz J. E. et A. Weiss, 1981, « Credit Rationing in Markets with Imperfect Information », *American Economic Review*, 71 (3) : 393-410.



- Stock J. H. et M. W. Watson, 1993, « A simple estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems », *Econometrica*, 61 (4) : 783-820.
- Tsatsaronis K. et H. Zhu, 2004, « What drives house price dynamics : cross-country evidence », *BIS Quarterly Review*, mars, 65-78.
- Van den Heuvel S. J., 2002, « Does bank capital matter for monetary transmission? », *FRBNY Economic Policy Review*, May, 259-265.

## Annexe

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	Fréquence mensuelle
Taux Eonia	Banque centrale européenne	Fréquence mensuelle
Indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH)	Eurostat	Fréquence mensuelle
Produit intérieur brut réel	Eurostat	Fréquence trimestrielle
Démographie (Population)	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

	Taux bancaires*	Prix immobiliers	IPCH	PIB
<b>H0 : existence d'une racine unitaire</b>				
Levin, Lin et Chu	-1,66 (0,05)	-2,58 (0,01)	0,77 (0,78)	-3,37 (0,00)
Breitung	-	3,69 (0,99)	-0,29 (0,39)	0,82 (0,79)
Im, Pesaran et Chin	-1,55 (0,06)	1,80 (0,96)	1,41 (0,92)	-0,60 (0,27)
Fisher-ADF	25,24 (0,19)	29,96 (0,07)	11,39 (0,94)	19,67 (0,48)
Fisher-PP	15,82 (0,73)	9,87 (0,97)	10,73 (0,95)	3,46 (1,00)
<b>H0 : stationnarité</b>				
Hadri	1,89 (0,03)	12,89 (0,00)	6,09 (0,00)	12,01 (0,00)

\* Pour les taux bancaires, nous testons la présence d'une racine unitaire à partir d'une spécification avec constante et sans trend, ce qui exclut le test de Breitung.

Note : 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- 2012M02	2003M01- 2008M12	2009M01- 2012M02
v-statistic (dimension <i>within</i> )	1,85 (0,03)	1,38 (0,08)	0,15 (0,44)	0,55 (0,29)
rho-statistic (dimension <i>within</i> )	1,21 (0,88)	2,14 (0,98)	2,11 (0,98)	2,76 (0,99)
PP-statistic (dimension <i>within</i> )	0,63 (0,74)	1,53 (0,94)	1,59 (0,94)	1,97 (0,98)
ADF-statistic (dimension <i>within</i> )	-2,47 (0,01)	-2,34 (0,01)	-2,01 (0,02)	-2,50 (0,01)
rho-statistic (dimension <i>between</i> )	1,34 (0,91)	3,09 (0,99)	2,01 (0,98)	3,83 (0,99)
PP-statistic (dimension <i>between</i> )	0,69 (0,76)	2,06 (0,98)	0,96 (0,83)	2,50 (0,99)
ADF-statistic (dimension <i>between</i> )	-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 parenthèses.

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

	Modèle 1bis			Modèle 2			
	IPC	PIB	Taux réel	IPC	PIB	Taux	Démographie
<b>Autriche</b>	-0,52	1,18***	0,002	-1,498***	0,91**	0,016	4,52
<b>Belgique</b>	1,31***	2,64***	0,009	-0,92***	1,31***	-0,042***	12,66***
<b>Allemagne</b>	-0,70***	0,48***	-0,001	-0,57***	0,13***	0,02***	-5,98***
<b>Espagne</b>	-0,52	3,54***	-0,018***	-0,19	3,46***	-0,068***	1,09
<b>Finlande</b>	1,38***	1,00***	0,012***	-1,06***	0,65**	0,013*	18,09***
<b>France</b>	1,91***	3,10***	-0,003	0,50*	1,74***	-0,07***	9,18***
<b>Grèce</b>	0,24	1,95***	0,001	-0,21	1,65***	-0,017	7,68
<b>Irlande</b>	-1,51***	2,51***	-0,017*	-2,57*	0,96***	-0,03***	4,24**
<b>Italie</b>	1,70***	1,10***	0,003	-0,53***	0,798***	0,006**	7,16***
<b>Pays-Bas</b>	1,33***	0,62***	0,002	0,36*	0,70***	0,002	5,42***
<b>Portugal</b>	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)

	AUT	BEL	DEU	ESP	FIN	FRA	GRC	IRL	ITA	NLD	PRT
AUT	Na	=	***	*	***	**	***	**	***	***	***
BEL	=	Na	***	***	***	***	***	***	***	***	***
DEU	***	***	Na	*	***	=	=	=	***	***	***
ESP	*	***	*	Na	***	=	*	**	***	***	***
FIN	***	***	***	***	Na	***	***	***	***	***	***
FRA	**	***	=	=	***	Na	=	*	**	***	**
GRC	***	***	=	*	***	=	Na	=	**	***	=
IRL	**	***	=	**	***	*	=	Na	=	=	=
ITA	***	***	***	***	***	**	**	=	Na	**	=
NLD	***	***	***	***	***	***	***	=	=	Na	**
PRT	***	***	***	***	***	**	=	=	=	**	Na

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