

# « BULLE IMMOBILIÈRE » ET POLITIQUE D'OCTROI DE CRÉDITS

## ENSEIGNEMENTS D'UN MODÈLE STRUCTUREL DU MARCHÉ FRANÇAIS DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL

**Pamfili Antipa et Rémy Lecat<sup>1</sup>**

*Banque de France*

---

Durant la décennie passée, la France a connu une hausse des prix immobiliers parmi les plus fortes et les plus prolongées des pays de la zone euro. Cet article vise à analyser les facteurs sous-tendant ces évolutions. En particulier, nous tenterons de déterminer si la dynamique des prix observée peut être attribuée aux évolutions démographiques et financières qui ont façonné l'économie française entre 1992 et 2012. Cette analyse est entreprise dans le cadre d'un modèle à correction d'erreur permettant de différencier la dynamique de court et de long terme des prix immobiliers. En tenant compte d'un ensemble de variables macroéconomiques standard, nos estimations impliquent que les prix immobiliers auraient dû baisser de 28 % en 2008 pour rejoindre leur niveau d'équilibre. Au 3<sup>e</sup> trimestre 2012, malgré un ajustement du marché immobilier pendant la crise, les prix immobiliers se situent encore 21 % au-dessus de ce même niveau d'équilibre. Cependant, l'allongement de la durée des prêts immobiliers octroyés aux ménages, en augmentant la capacité d'achat de ces derniers, permet d'expliquer la hausse des prix pendant les années 2000. Aujourd'hui, cette durée semble s'être stabilisée et les déterminants standards des prix d'équilibre sont de nouveau orientés à la baisse. L'ajustement en cours des prix est néanmoins lent, leur dynamique étant inerte à court terme.

*Mots clés* : Prix immobiliers, Demande résidentielle, Capacité d'endettement, Modèle à correction d'erreur, Variables instrumentales.

---

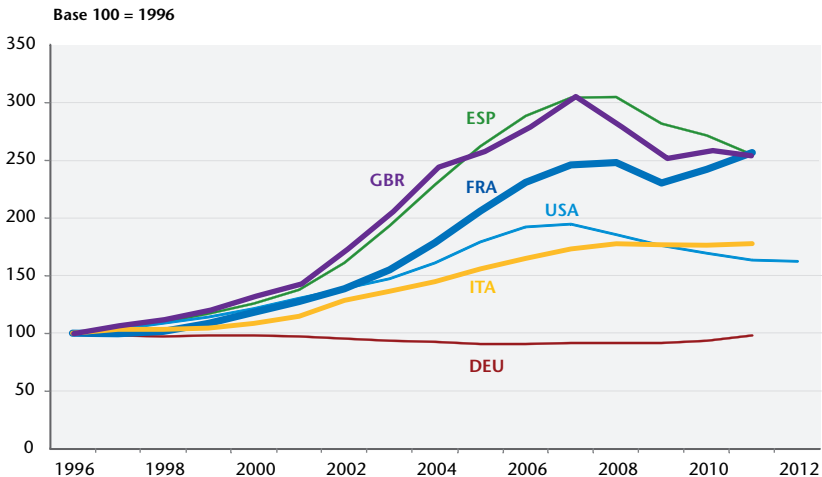
---

1. Les vues exprimées dans cet article sont celles de leurs auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles de la Banque de France ou de l'Eurosystème. Les auteurs remercient un référé anonyme, Olivier de Bandt, Andrew Benito, Gilbert Cette, Olivier Darné, Sandrine Levasseur, Maria-Teresa Sastre, les participants de la conférence « Macroéconomie des marchés immobiliers », (Banque de France, décembre 2009) et ceux de la Journée ville et Logement (OFCE, décembre 2012), pour leurs précieux commentaires ainsi que Jean-Pierre Villetelle et Lionel Potier pour les séries fournies. Les erreurs présentes dans cet article restent de la responsabilité des auteurs.

Entre 1998 et 2007, les États-Unis et le Royaume Uni, mais aussi certains pays de l'Europe continentale, ont connu des hausses des prix immobiliers d'ampleurs et de durées sans précédent. Parmi les pays de la zone euro, la France et l'Espagne ont affiché une croissance très forte de leurs prix immobiliers, tandis que les prix immobiliers étaient stables en Allemagne et progressaient beaucoup plus modérément en Italie. Au cours de cette période, le taux de croissance annuelle moyen des prix immobiliers était supérieur à 10 % en France, atteignant un maximum de 15 % en 2004. Après 2007, un ajustement modéré des prix a eu lieu, suivi d'un rebond rapide (graphique 1). Un nouvel ajustement, toujours modéré, est en cours depuis fin 2011.

L'ampleur et la volatilité de ces évolutions peuvent avoir des conséquences importantes sur la consommation privée et l'investissement résidentiel, mais aussi sur l'investissement des entreprises par le biais de l'accélérateur financier (Bernanke *et alii*, 1999). Comprendre les facteurs expliquant les évolutions récentes permet donc de proposer des mesures facilitant l'accès au logement tout en renforçant la stabilité financière. Établir un diagnostic sur les évolutions des prix immobiliers peut contribuer à prévoir l'ampleur de l'ajustement possible du marché.

Graphique 1. Prix des logements



NB : Prix des logements anciens, sauf Italie et Royaume-Uni (logements neufs et anciens).

Source : Sources nationales.

Deux approches cherchent à expliquer les évolutions des prix immobiliers. Selon un premier courant de pensée, les évolutions récentes des prix immobiliers ont été entièrement expliquées par leurs fondamentaux. Ainsi, la déréglementation des marchés hypothécaires dans les années 1980 et le processus d'intégration monétaire européenne ont sensiblement assoupli les conditions de crédit. Ces changements ont induit une baisse du coût de crédit qui a augmenté la demande de biens immobiliers, et donc leur prix.

Suivant une deuxième approche, les prix immobiliers peuvent, au moins temporairement, s'écarter de leur niveau d'équilibre. Des rigidités spécifiques, telles que la réglementation de l'occupation des sols, pourraient empêcher l'offre de réagir immédiatement à une augmentation de la demande (Ayuso et Restoy, 2007). Par ailleurs, l'augmentation des prix pourrait être basée uniquement sur l'attente de hausses de prix supplémentaires. Cela correspondrait à la définition d'une bulle : une bulle se forme quand « la raison pour laquelle le prix est élevé aujourd'hui est que les investisseurs estiment que le prix sera élevé demain, alors que les 'fondamentaux' ne semblent pas justifier un tel prix » (Stiglitz, 1990). Selon Shiller (2007), la situation des années 2000 serait caractéristique d'une telle bulle.

Notre analyse trouve ses fondements théoriques dans la deuxième approche qui permet un écart des prix à leur niveau d'équilibre. Nous quantifions le degré de sur- ou de sous-évaluation des prix immobiliers en France. Une attention particulière est également accordée à la trajectoire d'ajustement des prix vers leur équilibre. À cette fin, un modèle structurel du marché immobilier français est estimé en utilisant le cadre théorique d'un modèle à correction d'erreur (ECM).

## 1. Stratégie d'estimation

Il existe plusieurs approches pour calculer la valeur d'équilibre des prix de l'immobilier résidentiel. Une première approche financière consiste à modéliser les prix immobiliers comme tout autre prix d'actif, c'est-à-dire évalués à partir des flux actualisés des bénéfices générés sur la durée de détention de l'actif. Plus précisément, cette approche financière, initialement proposée par Case et Shiller (1989), implique de recourir à la relation entre le prix du

bien immobilier à l'achat et les loyers qui seraient perçus sur ce bien. Bien que cette approche soit très utile pour évaluer le niveau des prix immobiliers par le prisme d'un investisseur, elle ne permet pas de modéliser explicitement le rôle que peuvent jouer des facteurs macroéconomiques fondamentaux, tels que le revenu disponible des ménages, le stock de logement ou les évolutions démographiques.

Des modèles structurels du marché immobilier permettent d'identifier le rôle des fondamentaux macroéconomiques dans la formation des prix immobiliers. Initialement, les modèles dits de *stock-flow* font référence à l'article fondateur de DiPasquale et Wheaton (1994). Les auteurs soulignent l'importance de prendre en compte de longs retards dans l'ajustement vers l'équilibre du marché immobilier, afin de tenir compte des coûts de transactions et des rigidités de l'offre des biens immobiliers. DiPasquale et Wheaton utilisent des modèles à correction d'erreurs, afin de permettre un ajustement plus ou moins rapide vers les prix d'équilibre. Dans l'analyse présente, nous reprenons cette approche macroéconomique, prenant ainsi explicitement le rôle des facteurs fondamentaux sur le marché immobilier français en compte. Les équations présentées dans la partie suivante sont estimées à l'aide d'une procédure en deux étapes, comme proposée par Engle et Granger (1987).

Par ailleurs, les déterminants des prix immobiliers à long terme sont notre principale préoccupation. Il convient donc de prendre en compte l'endogénéité de l'offre dans la détermination de la demande résidentielle par l'utilisation des variables instrumentales<sup>2</sup>. Ce type de méthodologie permet d'isoler plus explicitement la composante exogène des variables endogènes. Plus exactement, pour les équations de demande, les instruments utilisés seront des variables dites d'offre, comme l'indice du coût de construction ou des taux d'intérêt immobiliers. Les équations de court terme sont

---

2. En analysant le marché immobilier américain, McCarthy et Peach (2002) utilisent un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM). Ce type de modèle permet d'analyser les interactions entre les différentes variables en tenant compte de l'endogénéité de certaines d'entre elles. En revanche, le choix méthodologique de McCarthy et Peach (2002) a été motivé par l'objectif de leur publication, à savoir l'analyse du rôle de la politique monétaire dans la dynamique de l'investissement résidentiel.

estimées par moindres carrés ordinaires puisque des problèmes d'endogénéité ne devraient pas intervenir à cet horizon.

Le modèle (encadré 1) comporte ainsi une équation d'équilibre de long terme, les prix immobiliers étant régressés sur des déterminants standards (stock de logement, revenu des ménages, coût d'usage et facteur démographique), et une équation de court terme qui retrace l'ajustement vers l'équilibre des prix immobiliers. Le stock de logement étant déterminé simultanément aux prix, il a été traité comme endogène dans notre équation de long terme. Par ailleurs, plusieurs études (cf. par exemple Gao *et alii*, 2009) mettent en évidence une rigidité à la baisse des prix immobiliers, que nous testons aussi pour le marché immobilier français.

Les données disponibles sur le marché immobilier (cf. encadré 2) sont parfois fragiles, notamment pour ce qui est des prix immobiliers avant la mise en place d'indice de prix hédoniques. Pour la France, les prix immobiliers ne couvrent que les logements anciens. Par ailleurs, il existe peu de séries longues sur le rôle des non-résidents, dont la demande est mal simulée par les revenus disponibles bruts et les taux d'intérêt nationaux.

### Encadré 1. Le modèle

L'objectif de cette étude est de modéliser explicitement les facteurs fondamentaux sous-jacents à l'évolution des prix résidentiels en France. Le cadre méthodologique adopté ici est une version du *stock-flow model* (DiPasquale et Wheaton, 1994) couramment utilisé pour l'analyse du secteur du logement. En effet, le marché du logement n'est pas un marché standard : il est caractérisé par une absence d'homogénéité géographique et des biens échangés, par des coûts de transaction importants, une asymétrie d'information entre vendeurs et acheteurs, entre emprunteurs et banques, une rigidité de l'offre liée aux délais de construction et aux réglementations liées à l'occupation des sols. Ceci justifie le recours à un modèle à correction d'erreur car les ajustements sur ce marché sont progressifs.

Une deuxième difficulté de la modélisation du marché immobilier est la simultanéité de la détermination de l'offre et de la demande. Dans le cadre de cette étude, nous modélisons une équation de demande en intégrant explicitement l'offre *via* le stock de logement. En raison de cette simultanéité, le stock de logement est une variable potentiellement endogène. Afin de traiter ce problème, nous estimons l'équation par doubles moindres carrés en utilisant comme instruments les déter-

minants de l'offre de logement (les coûts de construction et le taux d'intérêt immobiliers).

Nous reprenons ici les valeurs empiriquement observées des fondamentaux et non pas leurs valeurs d'équilibre théorique : on peut, en effet, penser que les déterminants fondamentaux de la demande de logement, tels que le revenu des ménages et les facteurs démographiques sont eux-mêmes sur- ou sous-évalués. Pour un pays comme l'Espagne, par exemple, on pourrait ainsi estimer que l'économie n'était pas sur un rythme soutenable compte tenu du déséquilibre des paiements courants et donc que le revenu des ménages lui-même était surévalué. Cette analyse dépasse cependant le cadre de cette étude et le choix des déterminants fondamentaux a donc été relativement standard et librement basé sur Salo (1994).

Nous considérons ici les déterminants de long terme des prix immobiliers. Le prix  $p_t$  est déterminé par le stock de logement  $h_t$ , le revenu permanent des ménages  $y_t$ , le coût d'usage résidentiel  $uc_t$ , et un facteur démographique  $n_t$ .

Toutes choses égales par ailleurs, le niveau des prix immobiliers dépend négativement du stock de logements existants. Pour une demande de logement constante, une augmentation du stock équivaut à une offre de logement plus abondante, pesant ainsi à la baisse sur les prix. Le coefficient de l'offre de logement doit donc être négatif. De même, la demande de logement baisse avec un coût d'usage croissant.

En revanche, les prix immobiliers augmentent avec le revenu permanent des ménages, *ceteris paribus* : un revenu croissant fait croître tendanciellement la demande de surface habitable par individu. Des facteurs démographiques (comme l'accroissement naturel et le vieillissement de la population ou les flux migratoires) et les facteurs socio-démographiques (reflétant la composition des familles) accroissent, toutes choses égales par ailleurs, la demande de logements et, par conséquent, les prix immobiliers. Cependant, ces facteurs démographiques jouent dans l'allocation du budget des ménages en services de logement, mais pas dans la taille globale de ce budget ; c'est pourquoi les autres facteurs, en particulier le revenu permanent, sont essentiels pour capter l'aspect « demande » du marché du logement.

Parmi les facteurs démographiques, nous retenons le nombre de ménages, qui tient compte des évolutions de la population (taux de naissance et de mortalité, flux migratoires) mais également des évolutions liées au vieillissement de la population et aux phénomènes de décohabitation. Le nombre de ménages croît plus rapidement que la population. Plus précisément, sur la période 1981-2008, le nombre de ménages a, en moyenne annuelle, augmenté de 1,3 % en France. Sur la même période, la population française a crû de 0,5 %. Cette mesure statistique semble donc adéquate d'un point de vue méthodologique, puisqu'elle prend en compte un large éventail de facteurs socio-

démographiques. Cependant, son utilisation est restreinte par la disponibilité de données (en France, le nombre des ménages est mesuré au moment des recensements de population qui n'ont pas lieu chaque année<sup>3</sup>). De plus, la formation de nouveaux ménages dépend des prix immobiliers qui peuvent freiner le départ d'un enfant de chez ses parents, par exemple. Cela impliquerait l'endogénéité de cette variable.

L'équation déterminant les prix immobiliers s'écrit donc comme suit :

$$p_t = \alpha_1 h_t + \alpha_2 y_t + \alpha_3 uc_t + \alpha_4 n_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$\varepsilon_t$  est le terme de correction d'erreur. Le coût d'usage  $uc_t$  est calculé suivant la définition de Poterba (1992) et s'écrit :

$$uc_t = p_t [(1 - \tau_r^y) r_t + \delta - E_t(\pi_{t+1})]$$

$p_t$  désigne le prix immobilier réel par mètre carré;

$\tau_r^y$  est le taux moyen de l'impôt sur le revenu. Ceci implique que nous tenons compte de la déductibilité fiscale des paiements d'intérêts sur les crédits immobiliers quand celle-ci s'applique<sup>4</sup>. Théoriquement, il serait plus judicieux d'utiliser un taux marginal pour le calcul du coût d'usage, mais cette série n'est pas disponible pour la France ;

$r_t$  taux d'intérêt long (rendement des obligations d'état) en termes réels;

$\delta$  taux de dépréciation des bâtiments résidentiels. Le chiffrage de ce taux provient des comptes du patrimoine de l'INSEE ;

$E_t(\pi_{t+1})$  gain anticipé d'un investissement immobilier. Ce gain est modélisé comme la moyenne des taux de croissance des prix immobiliers sur l'année précédente, impliquant que les agents ont des anticipations adaptives.

Un grand nombre d'études empiriques met en avant que les prix résidentiels ne s'ajustent que progressivement aux chocs exogènes. Il est donc possible de constater à certains moments des divergences entre les prix immobiliers empiriquement observés et ceux déterminés par les fondamentaux (DiPascale et Wheaton, 1994). Par conséquent, il est souhaitable d'introduire des équations décrivant les ajustements du marché immobilier à court terme. Ces équations de court terme prennent la forme classique d'un processus à correction d'erreur :

$$\Delta p_t = \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{n=1}^5 \beta_{n+1} \Delta p_{t-n} + \beta_7 \Delta h_{t-1} + \beta_8 \Delta y_{t-1} + \beta_9 \Delta n_{t-1} + \beta_{10} \Delta r r_{t-1} + v_t \quad (2)$$

3. Une mesure annuelle du nombre de ménages peut être déduite du nombre des résidences principales dans les comptes du logement. L'écart avec les données issues des recensements est significatif ; le sens et l'amplitude de cet écart varie d'une année à l'autre. Les données issues des recensements sont donc privilégiées.

4. En France, la déductibilité des paiements d'intérêts fut suspendue le 01/01/1997 pour des logements neufs et un an plus tard pour des logements anciens, avant d'être partiellement réintroduite en 2007, puis supprimée fin 2010.

$\varepsilon$  est le terme de correction d'erreur provenant de l'équation de prix (1) ;  $v_t$  est un bruit blanc dont la distribution est caractérisée par  $E[v_t] = 0$ ,  $V[v_t] = \sigma_\varepsilon^2$ . L'équation (2) contient de plus cinq variables explicatives qui sont des valeurs retardées des prix immobiliers réels ( $\Delta p$ ), du stock des logements ( $\Delta h$ ), du revenu disponible des ménages ( $\Delta y$ ), de la variable démographique ( $\Delta n$ ) et du taux d'intérêt réel ( $\Delta r$ ).

Cette équation de court terme décrit l'ajustement des prix immobiliers vers leur niveau d'équilibre. Cependant, il pourrait y avoir des asymétries dans les ajustements des prix à court terme. Ainsi, dans des phases de contraction des prix, le mouvement à la baisse sera moins rapide et d'une moindre ampleur que le mouvement à la hausse pendant une phase d'augmentation des prix. En d'autres termes, les prix immobiliers présenteraient une rigidité à la baisse. Cette rigidité à la baisse peut s'expliquer par le fait que des vendeurs de logements retirent leurs biens du marché en cas de contraction des prix, afin de ne pas supporter une moins-value ou, tout du moins, de ne pas encaisser une trop faible plus-value.

Gao *et al.* (2009) ont mis en évidence ce type de phénomène pour les États-Unis. Les auteurs concluent en effet que les prix immobiliers américains sont auto-corrélés et rigides à la baisse. Plus précisément, bien que les prix dépassent tendanciellement leur niveau d'équilibre en phase d'appréciation, leur ajustement à la baisse pendant les périodes de contraction peut être très progressif.

Afin de tester cette hypothèse sur les données françaises, nous introduisons séparément les résidus positifs et négatifs de l'équation de long terme dans celles de court terme. Si seuls les résidus négatifs sont significatifs, nous pouvons conclure en effet que les prix immobiliers français affichent une rigidité à la baisse. Les équations de court terme ainsi ajustées prennent la forme suivante :

$$\Delta p_t = \delta_1 \varepsilon_{t-1}^{pos} + \delta_2 \varepsilon_{t-1}^{neg} + \sum_{n=1}^5 \delta_{n+2} \Delta p_{t-n} + \delta_8 \Delta h_{t-1} + \delta_9 \Delta y_{t-1} + \delta_{10} \Delta n_{t-1} + v_t \quad (3)$$

Où  $\varepsilon^{pos}$  et  $\varepsilon^{neg}$  sont les termes de correction d'erreur positifs et négatifs provenant de l'équation (1) ;  $v_t$  est un bruit blanc dont la distribution est caractérisée par  $E[v_t] = 0$ ,  $V[v_t] = \sigma_\varepsilon^2$ .



## Encadré 2. Construction et sources des données

Les prix résidentiels utilisés pour cette étude sont trimestriels et désaisonnalisés et s'appliquent à la vente des seuls logements anciens. Pour couvrir toute la période examinée, la série des prix a été rétropolée sur trois ans en utilisant une série du réseau d'agents immobiliers FNAIM, basée sur les transactions enregistrées<sup>5</sup>. La série INSEE est une série de prix hédoniques, impliquant que le prix par mètre carré s'applique à un logement standard en termes de qualité et de taille. Une partie de l'accroissement de la demande (induite par la hausse du revenu disponible des ménages) pourrait être reflétée dans l'augmentation de la taille et de la qualité du logement standard. Cependant, la correction hédonique ne devrait pas absorber tout l'effet de la hausse du revenu disponible, puisque les caractéristiques moyennes du logement standard pourraient évoluer plus lentement que le revenu disponible et la demande qui en découle.

Quant aux logements neufs, aucune série trimestrielle suffisamment longue n'est disponible pour cette estimation<sup>6</sup>. Il est donc supposé que les arbitrages entre logements neufs et anciens induisent des évolutions semblables des deux séries.

Le stock des logements est calculé sur la base des comptes du patrimoine (données annuelles), l'interpolation étant réalisée à l'aide de la série d'investissement résidentiel. La série de stock des logements ainsi obtenue est déflatée par les prix de l'investissement résidentiel, provenant des comptes nationaux. Cette estimation ne permet pas de prendre en compte les divergences régionales des déflateurs et intègre certains éléments non résidentiels du patrimoine des ménages, tandis que l'investissement résidentiel inclut les dépenses d'entretien importantes.

Notons aussi que les différentes aides au logement peuvent avoir un impact significatif sur l'investissement résidentiel (Antipa et Schalck, 2010). En raison d'un décalage de publication très important pour ce type de série, il en est fait abstraction ici.

La population est issue alternativement des chiffres du recensement et de chiffres corrigés de l'ajustement. En effet, pour assurer la cohérence entre la variation de la population tirée des recensements et celle tirée des sources administratives (naissance, décès, solde migratoire), un ajustement a été introduit par l'INSEE. Cet écart peut provenir des omissions, des doubles comptes, d'une meilleure prise en compte du solde migra-

5. Un choix alternatif de rétropolation aurait été l'utilisation d'une série INSEE des seuls prix parisiens. Toutefois, cette option semble moins appropriée, puisqu'il y a des fortes divergences entre les prix parisiens et ceux de la métropole notamment durant les années 1980 et le début des années 1990.

6. La série de l'enquête sur la commercialisation des logements neufs n'est trimestrielle que depuis 1996 et reflète un prix moyen.

toire ou d'une variation dans la qualité des recensements. L'ajustement conduit à une croissance de la population issue des recensements plus faible de 1990 à 1999 et plus forte jusqu'en 2006. Compte tenu des incertitudes sur les sources des écarts, les deux séries ont été testées.

Les autres variables déterminant les prix sont le revenu permanent (estimé par le revenu disponible des ménages) et le coût d'usage résidentiel. Ces deux séries sont déflatées par le déflateur de la consommation privée.

### Tests de racine unitaire

Les tests de racine unitaire conduits indiquent que toutes les séries de notre base de données sont intégrées d'ordre 1 (*cf.* annexe et encadré 3). De surcroît, les séries décrivant le marché résidentiel français affichent une tendance commune, ce qui peut indiquer une relation de cointégration. En effet, des tests de cointégration à la Johansen confirment qu'il y a au moins une relation de cointégration entre les séries utilisées.<sup>7</sup>

Par la suite, nous entreprenons des tests de cointégration pour toutes les variables considérées<sup>8</sup>. Étant donné que la dimension du système de variables peut avoir un impact sur les résultats, des tests de cointégration sont aussi appliqués à tous les sous-systèmes de variables possibles, c'est-à-dire jusqu'à toute paire de variables (Gonzalo et Pitarakis, 1999). Le test de trace de Johansen indique une relation de cointégration. Les résultats des tests par paire de variables sont compatibles avec ceux pour les systèmes de dimensions supérieures.

## 2. Valeur d'équilibre dans les équations de long terme selon les facteurs standards

Nous estimons l'équation de long terme par la méthode des doubles moindres carrés sur la période 1992-2012. Au préalable, nous vérifions la stabilité des coefficients des équations estimées jusqu'au 3<sup>e</sup> trimestre de 2012. Les tests de Chow (test de stabilité et de prévision) indiquent une rupture en 2002, date qui coïncide avec le début d'une période marquée par un taux de croissance à deux chiffres pour les prix de l'immobilier. Cette rupture peut s'interpréter comme un changement de régime, lié à une modification des pratiques bancaires dans un contexte de renforcement de

7. Le test de trace indique une ou deux relations de cointégration en fonction de la valeur critique choisie (1 % ou 5 %).

8. Suivant Lütkepohl et Saikonen (1999) le retard maximum pour le test de cointégration est fixé sur la base de l'AIC.

la concurrence bancaire et d'intégration monétaire dans la zone euro (*cf.* section 3). Les équations sont donc estimées jusqu'à la date de rupture.

Plusieurs variantes sont introduites : d'une part, le facteur démographique est soit la population, soit le nombre de ménages, instrumenté par la population. D'autre part, nous corrigeons les anticipations de plus-values immobilières introduites dans le coût d'usage du stock de logements invendus (voir ci-dessous). Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 1.

Le coefficient du stock de logement est négatif comme attendu et proche de l'ordre de grandeur que Mc Carthy et Peach (2002) trouvent pour les États-Unis (-4,2) et que Bessone *et alii* (2005) estiment pour la France (-3,6, sans prendre en compte explicitement le facteur démographique). La construction de nouveaux logements a un rôle important pour contenir la hausse des prix immobiliers : une augmentation du stock de logement de 1 % fait baisser les prix de près de 5 % (colonne 2).

Le coefficient du revenu disponible des ménages est proche de 1 (colonne 2). Ce résultat est cohérent avec de nombreuses études (Meen, 2001) qui confirment la progression parallèle des prix immobiliers et du revenu. Il est légèrement supérieur à 1 dans les variantes : cela peut être justifié par l'idée que les services de logements sont un bien supérieur dont la consommation augmente plus que proportionnellement au revenu ; mais cela peut également provenir d'une moindre précision de ces variantes.

Le coût d'usage est, comme attendu, de signe négatif : une augmentation du coût d'usage de 1 % fait baisser les prix immobiliers de 0,7 % (colonne 2). Les anticipations de plus/moins-values immobilières intégrées dans le calcul du coût d'usage sont adaptatives, sur la base de l'évolution retardée d'un an des prix immobiliers. Pour mieux capter les phases de retournements, nous corrigeons dans la colonne 3 ces anticipations du stock de logements invendus issus des enquêtes trimestrielles dans la promotion immobilière. Un stock important témoignerait d'un retournement à la baisse des anticipations ; ces anticipations sont donc corrigées en utilisant le coefficient du stock retardé d'un an dans une équation

tion de prix immobiliers. Le coefficient est alors toujours significatif mais d'un ordre de grandeur proche des autres résultats.

**Tableau 1. Prix immobiliers : relation de long terme**

Période d'estimation	Variantes			
	1	2	3	4
	1992-2012	1992-2002	1992-2002	1992-2002
Stock de logement	-6,70***	-5,04***	-4,98***	-7,51***
Revenu disponible brut	1,47***	1,02***	1,68***	1,24***
Coût d'usage	-0,21***	-0,71***	—	-0,52***
Coût d'usage corrigé	—	—	-0,45***	—
Population	25,04***	17,86***	15,10***	—
Nombre de ménages	—	—	—	10,51***
Test de Sargan (P-value)	0,39	0,42	0,71	0,50
R <sup>2</sup> ajusté	0,98	0,98	0,96	0,97

\* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01, selon les valeurs calculées par Engle et Granger (1987).

*Lecture* : Dans la colonne 2, une augmentation du stock de logement de 1% entraînera une baisse des prix immobiliers de 5,04%. Dans les colonnes 2 à 4, les périodes d'estimation s'arrêtent à la date de rupture (2002). Toutes les régressions incluent une constante qui n'est pas reportée ici. Les estimations ont été entreprises par la méthode des doubles moindres carrés. Les instruments exogènes pour le stock de logement et pour le nombre de ménages sont les coûts de construction, les taux d'intérêt immobiliers réels et pour la colonne 4 la population.

Les F-tests des équations de première étape indiquent que les instruments sont fortement significatifs. Les tests de Sargan-Hansen de sur-identification des instruments ne rejettent pas l'hypothèse nulle d'orthogonalité des instruments. Les tests de Wu-Hausman d'exogénéité ne rejettent pas l'hypothèse nulle d'exogénéité du stock de logement pour les colonnes 1, 2 et 3. Les tests joints de skewness / kurtosis des résidus ne rejettent pas l'hypothèse nulle de normalité, sauf pour la colonne 1 en raison des résidus de la période de bulle. Les tests d'hétéroscédasticité ne rejettent pas l'hypothèse nulle d'homoscédasticité, sauf pour la colonne 1. Les tests de Cumby-Huizinga (IV) rejettent l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation, ce qui peut être attendu quand un MCE est estimé en deux étapes, comme ici.

Les facteurs démographiques sont la croissance de la population et le nombre de ménages. Comme attendu, ces facteurs ont un impact significatif et positif sur les prix. Le coefficient pour le nombre de ménages est plus faible que celui pour la population : le nombre de ménages augmentant plus de deux fois plus vite que la population, ce résultat est conforme aux attentes. L'estimation basée sur le nombre de ménages est néanmoins plus imprécise que celles basées sur la population. D'une part, la série est de fréquence supra-annuelle ; d'autre part la série est instrumentée, entraînant une perte de précision dans l'estimation. Cette estimation nous permet donc de conforter le diagnostic sur la pertinence des coefficients et l'évolution du déséquilibre mais pas d'estimer avec précision les prix d'équilibre.

### Encadré 3. Stationnarité d'une série temporelle et cointégration

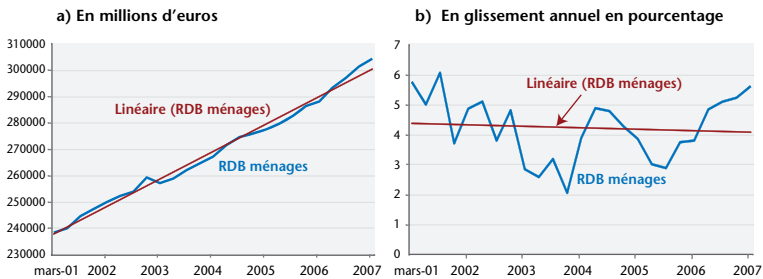
#### 1. Stationnarité d'une série temporelle

Une série temporelle  $X_t$  est stationnaire<sup>9</sup> si :

- Les moments d'ordre deux, *i.e.* la variance, sont finis ( $E(X_t^2) < \infty, \forall t \in Z$ ) ;
- La moyenne du processus est constante ( $E(X_t) = m, \forall t \in Z$ ) ;
- La covariance entre deux périodes  $t$  et  $t+h$  est uniquement fonction de la différence du temps ( $Cov(X_t, X_{t+h}) = \gamma_h, \forall t, h \in Z$  où  $\gamma$  est la fonction d'autocovariance du processus). Notons que la variance  $\sigma_x^2 = Cov(X_t, X_t) = \gamma_0$  est également constante, traduisant la propriété de l'homoscédasticité.

Les deux graphiques ci-dessous illustrent le concept de stationnarité. Le graphique 2a présente le revenu disponible brut des ménages français entre 2001 et 2007. Cette série exhibe une tendance à la hausse. En raison d'une moyenne croissante dans le temps, cette série n'est pas stationnaire, et la variable est dite I(1). Le graphique 2b montre le taux de croissance annuel de la même série. Cette deuxième série est stationnaire, puisque sa moyenne est constante dans le temps, et la variable est dite I(0).

Graphique 2. Revenu disponible brut



Source : Calculs des auteurs.

#### 2. Cointégration entre deux séries temporelles

Il est possible qu'une relation linéaire  $Z_t$  de deux séries non stationnaires  $X_t$  et  $Y_t$  soit stationnaire.

$$Z_t = X_t - aY_t$$

Dans ce cas, les deux séries  $X_t$  et  $Y_t$  sont dites cointégrées. Autrement dit, deux séries non-stationnaires (I(1)) sont cointégrées s'il existe une combinaison linéaire de ces deux séries qui est stationnaire (I(0)). Le concept économique sous-jacent à la cointégration est le suivant : deux

9. Au second ordre ou au sens de stationnarité faible.

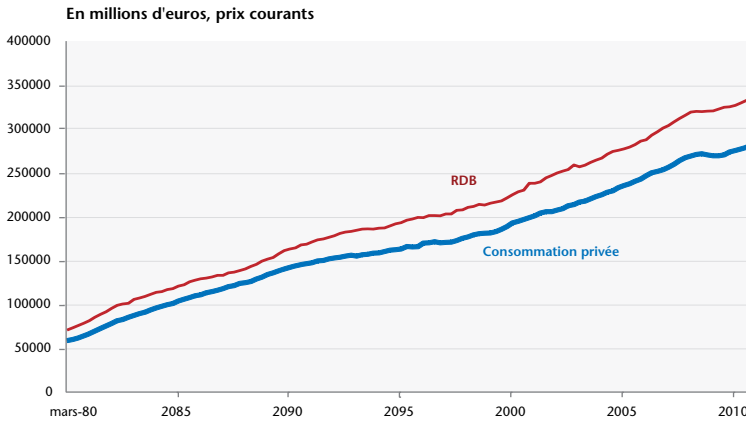
séries,  $X_t$  et  $Y_t$ , peuvent suivre des trajectoires divergentes à court terme (elles sont non-stationnaires), mais à long terme elles vont évoluer ensemble. Il existe donc une relation stable à long terme entre les deux séries, qui est appelée relation de cointégration. Il s'en suit que

$$X_t = aY_t \text{ et donc } z_t = 0$$

Le graphique 3 ci-dessous tente de rendre le concept de cointégration plus explicite. Le revenu disponible brut (RDB) et les dépenses de consommation, toutes les deux des séries non-stationnaires, ont une tendance commune sur les 30 dernières années.

À long terme, les mouvements similaires du RDB et de la consommation des ménages se compensent de manière à obtenir une relation stationnaire. Dans ce cas,  $z_t$  mesure le déséquilibre entre les deux séries à court terme et est appelé l'erreur d'équilibre<sup>10</sup>.

**Graphique 3. Revenu disponible brut et dépenses de consommation des ménages en biens et services**



Source : Calculs des auteurs.

Pour déterminer si ces équations peuvent être modélisées dans le cadre d'un modèle à correction d'erreur, il est nécessaire de tester la stationnarité des résidus (*cf.* encadré 3). Selon le test ADF, l'hypothèse nulle de racine unitaire n'est pas rejetée pour l'équation estimée sur toute la période (colonne 1)<sup>11</sup>. Pour les équations estimées sur la période avant rupture (colonnes 2 à 4), la stationnarité est acceptée, confortant encore le diagnostic de rupture établi

10. Pour plus de détails voir Lardic et Mignon (2002) et Hamilton (1994).

11. Ce test de cointégration est basé sur les résidus estimés et non pas sur les vraies valeurs résiduelles. Nous avons donc utilisé les valeurs tabulées par Engle et Yoo (1987).

par les tests de Chow. En revanche, la première colonne ne correspond pas à une relation d'équilibre et ne peut nous renseigner sur une potentielle sur/sous-évaluation des prix immobiliers.

Parmi ces différentes estimations, la colonne 2 apparaît donc comme la plus robuste : les coefficients sont de taille attendue et les tests statistiques (Sargan, normalité des résidus, hétéroscédasticité, F-tests de première étape) soulignent la qualité des résultats. Pour la colonne 3, la correction du coût d'usage ne semble pas ajouter à la précision des résultats, quoiqu'elle conforte les estimations de la colonne 2.

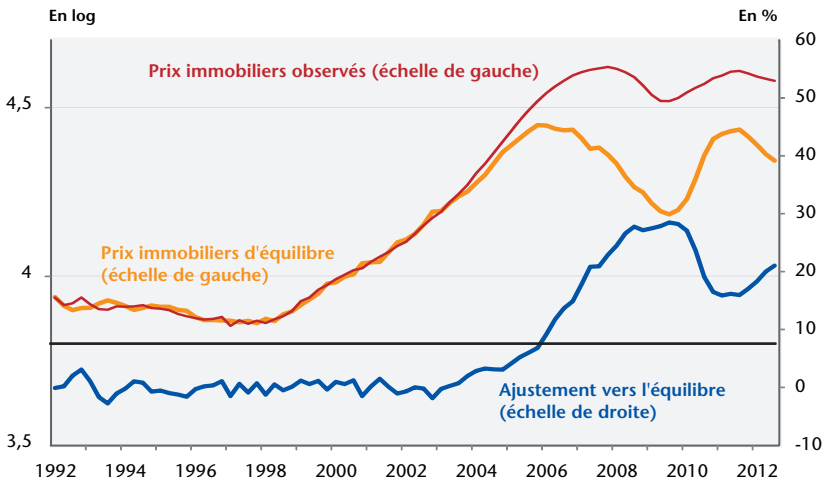
Sur la base de ces deux estimations, les prix observés peuvent donc être comparés aux prix d'équilibre calculés en utilisant les équations estimées sur la période hors rupture (*cf.* graphique 4 basé sur le modèle 2 du tableau 1). L'accélération des prix immobiliers français jusqu'en 2003 est bien expliquée par l'accélération du revenu disponible et de la population (de 0,3 % par an au milieu des années 1990, à 0,7 % sur la première moitié des années 2000) face à une offre de logement qui a poursuivi sa croissance au même rythme sur la première moitié des années 2000. Par la suite, l'augmentation de l'offre de logement et le ralentissement du revenu a pesé sur les prix de long terme, entraînant une surévaluation croissante des prix observés, qui se stabilise autour de 28 % de mi-2008 à fin 2009. La surévaluation s'est réduite ensuite jusqu'en début 2011. Les prix immobiliers ont en effet baissé jusqu'en 2009, tandis que les prix d'équilibre progressaient sous l'effet de la hausse du revenu et de la population, de la baisse des taux d'intérêt et du ralentissement de l'investissement résidentiel. Depuis, l'écart entre les prix immobiliers et leur niveau d'équilibre s'accroît de nouveau, pour s'établir au troisième trimestre de 2012 à 21 % (colonne 2) et à 23 % avec le coût d'usage corrigé (colonne 3) : les prix d'équilibre baissent sous l'effet du ralentissement du revenu des ménages, de la population et du retournement des anticipations.

Ces équations permettent d'éclairer la hausse des prix au cours des années 2000. L'accélération de la population, la progression du revenu et la baisse des taux d'intérêt ont provoqué un choc de demande de logement, auquel l'offre de logement n'a que peu répondu. Cette faible réactivité de la construction est particulièrement prononcée en France (Caldera Sánchez et Johansson, 2011),

ce qui pourrait être lié aux contraintes réglementaires (occupation des sols, location, etc.).

Il reste néanmoins qu'une part importante de l'augmentation des prix ne peut être expliquée par ces équations. Ceci peut être lié aux facteurs qui ne sont pas pris directement en compte ici : les mesures de soutien à l'investissement locatif (dispositif Scellier en particulier), qui jouent à la fois sur l'offre et la demande ; la mise en place de prêt à taux zéro ; le rôle des investisseurs étrangers sur certains segments du marché immobilier et enfin l'idée répandue qu'en temps d'incertitude, l'immobilier constitue une valeur refuge. Plusieurs variantes ont ainsi été tentées : introduction des dépenses globales de politique du logement, des cours de bourse, des loyers, des investissements immobiliers étrangers au travers de la balance des paiements, etc.. Enfin, les chiffres de population ont été corrigés de l'ajustement lié à l'écart entre les chiffres du recensement et les données administratives (*cf.* encadré 2). Néanmoins, ces variantes ne se sont pas révélées probantes : soit la fréquence ou la longueur des séries est insuffisante (investissements étrangers, politique du logement, population), soit l'introduction de ces

**Graphique 4. Indice des prix du logement déflaté et ajustement nécessaire pour atteindre les prix d'équilibre**



*Lecture :* Le graphique représente les prix immobiliers observés et les prix d'équilibre (calculés sur la base du modèle 2 du tableau 1), les deux déflatés par le déflateur de la consommation privée (en indice et en log). L'ajustement des prix immobiliers observés pour atteindre le niveau des prix d'équilibre est représenté par une dernière courbe dont l'échelle est celle de droite (un chiffre positif signifie qu'une baisse des prix observés est nécessaire pour rejoindre les prix d'équilibre).

*Source :* Calculs des auteurs.



séries correspond à une logique d'allocation de portefeuille qui demande un autre type de modèle (cours de bourse, loyer). On peut noter que ces différentes variantes sont partiellement prises en compte dans les équations présentées au travers du revenu disponible ou des taux d'intérêt. Nous nous concentrons désormais sur un autre des facteurs manquants dans ces équations, la politique d'octroi de crédit des banques.

### **3. La surévaluation peut-elle être expliquée par la politique d'octroi de crédit des banques ?**

La surévaluation des prix immobiliers pourrait être expliquée par l'évolution de la politique d'octroi de crédit des banques et en particulier par l'augmentation de la durée des crédits accordés. Tsatsaronis et Zhu (2004) ont mis en évidence comment différentes caractéristiques des marchés hypothécaires – comme la part de l'apport personnel, les références des taux d'intérêt immobiliers, les méthodes d'évaluation et les pratiques de titrisation – peuvent affecter les interactions entre les prix immobiliers et d'autres variables macroéconomiques (PIB, taux d'intérêt, crédit bancaire).

En effet, des évolutions majeures des pratiques bancaires ont eu lieu en France. À partir de 1986, la fin de l'encadrement du crédit a déclenché une période d'augmentation rapide des crédits et des prix immobiliers liés à une course aux parts de marché. Le processus d'intégration monétaire européenne a contribué à la baisse des taux d'intérêt dans les années 1990. Par ailleurs, les comportements de marge des banques ont beaucoup évolué pendant cette période. Alors que le coût d'acquisition d'un client augmentait fortement, les banques ont utilisé les crédits immobiliers pour fidéliser leur clientèle.

En conséquence, les taux des crédits immobiliers se sont fortement réduits : d'une moyenne de 9,3 % sur la période 1990-2000 et avec un pic à 11,5 % en 1990, les taux fixes sur les crédits immobiliers (la référence de taux dominante) ont baissé à 4,5 % en 2005 et à 5,4 % en moyenne dans les années 2000.

Dans le même temps, la durée moyenne des nouveaux crédits immobiliers a augmenté significativement : de 11,8 ans en 1989, elle est passée à 14,3 ans en 1999 et à 18,4 ans en 2009 selon l'observatoire du crédit immobilier et la Banque de France. Alors

que l'augmentation de la durée initiale des prêts immobiliers a accru la capacité d'emprunt des ménages, les conditions générales de crédit se sont assouplies également jusqu'à la crise financière. Cependant, l'enquête sur les conditions de crédit des banques (BLS) fournit des séries temporelles trop courtes pour effectuer des régressions dans le cadre de cette étude.

Nous nous proposons donc de construire un indicateur de capacité d'endettement des ménages qui synthétise l'évolution de certains facteurs financiers mentionnés ci-dessus. Cet indicateur correspond au montant maximum qu'un ménage peut emprunter pour acheter un bien immobilier, étant donné son revenu, la durée initiale des prêts et les taux d'intérêt sur les nouveaux emprunts immobiliers.

Il est supposé qu'un ménage ne peut rembourser plus d'un tiers de son revenu mensuel, ce qui est une référence courante pour l'attribution d'un prêt. Il est donc possible de calculer le montant maximum d'endettement par ménage ( $K$ ) comme :

$$K = \frac{1}{3} RDB_t \times \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} \quad (4)$$

Avec  $RDB_t$ , le revenu disponible brut en valeur par ménage,  $T$  la durée initiale des emprunts immobiliers,  $r_t$  le taux d'intérêt moyen sur les prêts immobiliers.

Notons que l'évolution des prix immobiliers pourrait entraîner celle de la durée des prêts, de manière à solvabiliser les acquisitions. Ceci peut donc refléter des anticipations de hausses des prix communes aux emprunteurs et aux prêteurs. Une augmentation de la concurrence entre banques pourrait également être à l'origine de l'augmentation de la durée des prêts. Alors que le coût d'acquisition et de rétention d'un client a augmenté pour les banques à la fin des années 1990, les crédits immobiliers ont été de plus en plus utilisés pour établir une relation de long terme avec les clients.

Les résultats du calcul incluant la capacité d'endettement des ménages sont présentés dans le tableau 2. Le revenu et le coût d'usage ont été retirés de ce jeu d'estimations, car la capacité d'emprunt les inclut déjà. Comme le montrent nos résultats, la capacité d'endettement exerce un impact statistiquement significatif et positif sur les prix immobiliers.

Tableau 2. Prix immobiliers : relation de long terme intégrant les facteurs financiers

Période d'estimation	Population		Variante 3 1992-2002
	1 1992-2012	2 1992-2002	
Stock de logement	-8,19***	-6,30***	-9,73***
Capacité d'emprunt	2,03***	1,14*	1,12**
Population	23,02***	21,59***	—
Nombre de ménages	—	—	13,64***
Test de Sargan (P-value)	0,12	0,95	0,72
R <sup>2</sup> ajusté	0,99	0,93	0,93

\* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01, selon les valeurs calculées par Engle et Granger (1987).

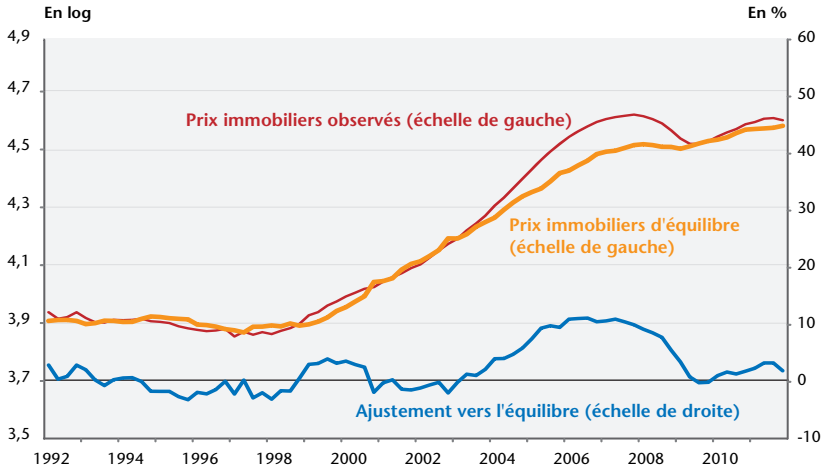
*Lecture :* Dans la colonne 2, une augmentation de la capacité d'emprunt de 1% entraînera une hausse des prix immobiliers de 1,14%. Toutes les régressions incluent une constante qui n'est pas reportée ici. Les estimations ont été entreprises par la méthode des doubles moindres carrés. Les instruments exogènes pour le stock de logement sont les coûts de construction et les taux d'intérêt immobiliers (et la population pour la colonne 3). Les F-tests des équations de première étape indiquent que les instruments sont fortement significatifs.

Les tests de Sargan-Hansen de sur-identification des instruments ne rejettent pas l'hypothèse nulle d'orthogonalité des instruments, sauf pour la colonne 1. Les tests de Wu-Hausman ne rejettent pas l'hypothèse nulle d'exogénéité du stock de logement pour les colonnes 2 et 3, contrairement à la colonne 1. Les tests joints de skewness / kurtosis des résidus ne rejettent pas l'hypothèse nulle de normalité à 5% pour la colonne 2 et 10% pour la colonne 3, mais la rejettent pour la colonne 1. Les tests de Breusch-Pagan ne rejettent pas l'hypothèse nulle d'homoscédasticité. Selon le test ADF, l'hypothèse nulle de cointégration des résidus n'est pas rejetée au seuil de 1%. Les tests de Cummy-Huizinga (IV) rejettent l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation, ce qui peut être attendu quand un MCE est estimé en deux étapes, comme ici.

La rupture mise en évidence en 2002 pour la France apparaît toujours après l'introduction de la capacité d'achat. Néanmoins, dans la colonne 2, qui correspond à l'équation considérée comme la plus robuste, la surévaluation sur la période 2002-2012 est réduite ou n'est plus statistiquement différente de 0 : elle atteint un maximum de 10 % en 2006 et n'est jamais significativement différente de 0 par la suite (graphique 5).

Par conséquent, une partie importante des fluctuations des prix résidentiels peut être expliquée en prenant en compte la durée moyenne des crédits au travers de la capacité d'endettement des ménages. D'autres facteurs d'offre de crédit, en particulier les conditions d'octroi de crédit, pourraient venir enrichir cette spécification et renforceraient probablement cette conclusion. La politique d'octroi de crédit peut être néanmoins plus volatile que les autres facteurs déterminant le niveau des prix résidentiels (offre de logement, revenu, démographie), en particulier en période de tensions sur le financement des banques.

**Graphique 5. Indice des prix du logement déflaté et ajustement nécessaire pour atteindre les prix d'équilibre**



*Lecture :* Le graphique représente les prix immobiliers observés et les prix d'équilibre calculés sur la base du modèle 2 du tableau 2, déflatés par de déflatateur de la consommation (en indice et en log). L'ajustement des prix immobiliers observés pour atteindre le niveau des prix d'équilibre est représenté par une dernière courbe dont l'échelle est celle de droite (un chiffre positif signifie qu'une baisse des prix observés est nécessaire pour rejoindre les prix d'équilibre).

*Source :* Calculs des auteurs.

#### 4. Équations de court terme : quel ajustement vers l'équilibre ?

Les résultats des équations de court terme (2 et 3) sont présentés dans le tableau 3. Ces équations sont estimées en utilisant les moindres carrés ordinaires puisque les problèmes d'endogénéité sont négligeables à court terme. Le terme de correction d'erreur est négatif et significatif, indiquant que les prix immobiliers convergent vers leurs valeurs d'équilibre respectives. Selon le coefficient du terme de correction d'erreur (colonne 2), la moitié de l'écart entre les prix immobiliers et leur valeur d'équilibre est corrigée en un peu moins de trois ans.

Aucune des variables explicatives standards (revenu, stock de logement, démographie) n'est significative à court terme. En revanche, les variations des taux des crédits immobiliers et le taux de chômage ont un impact significatif à court terme (colonne 1). Néanmoins, dès que la variation des prix immobiliers retardée est introduite, le taux de chômage n'est plus significatif et le pouvoir

explicatif de cette deuxième équation (colonne 2) est nettement meilleur que celui de la première (colonne 1).

**Tableau 3. Prix immobiliers : relation de court terme**

	1	2	3	4
	1992-2012	1992-2012	1992-2012	1992-2010
Terme de correction d'erreur (-1)	-0,091***	-0,057*	—	—
Valeurs négatives du terme de correction d'erreur (-1)	—	—	-0,029	-0,20**
Valeurs positives du terme de correction d'erreur (-1)	—	—	-0,073*	-0,038
$\Delta$ log prix immobiliers (-1)	0,63***	0,38***	0,39***	0,34***
$\Delta$ log prix immobiliers (-2)		0,45***	0,47***	0,43***
$\Delta$ taux d'intérêt (-1)	-0,011**	-0,015***	-0,017***	-0,011*
$\Delta$ taux de chômage (-1)	-0,011**	—	—	—
R <sup>2</sup> ajusté	0,59	0,66	0,67	0,74

\* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Lecture: Dans la colonne 1, une augmentation des taux d'intérêt de 1 point entraînera une baisse de la croissance des prix immobiliers de près de 1 point. La période d'estimation est 1992-2012. Les estimations ont été entreprises par la méthode des moindres carrés ordinaires.

Les tests de Breusch-Godfrey ne rejettent pas l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation. Les tests de Breusch-Pagan ne rejettent pas l'hypothèse nulle d'homoscédasticité.

En France, la dynamique des prix immobiliers à court terme est inerte, largement déterminée par leur trajectoire passée. En d'autres termes, quand les prix immobiliers sont engagés dans une trajectoire ascendante, ils continueront d'augmenter à court terme, simplement car ceci était le cas dans le passé proche. Les taux d'intérêt immobiliers interviennent dans cette dynamique, ce qui souligne encore davantage le rôle des conditions financières dans la détermination des prix immobiliers, même à court terme.

La colonne 3 présente les résultats quand les valeurs positives et négatives du terme de correction d'erreur sont introduites séparément. Sur toute la période, on n'observe pas de rigidité à la baisse des prix immobiliers : les valeurs positives du terme de correction d'erreur, quand les prix immobiliers sont supérieurs à leur valeur d'équilibre, sont significatives. Néanmoins, sur la période s'arrêtant à 2010 (et pendant toute la phase de bulle), seul le coefficient sur les valeurs négatives est significatif (colonne 4), ce qui illustre la rigidité à la baisse des prix immobiliers dans les années 2000.

## 5. Conclusion

En tenant compte d'un ensemble de fondamentaux standard, cette étude met en évidence une surévaluation des prix du logement en France, l'ajustement nécessaire pour rejoindre les prix d'équilibre atteignant 28 % au pic de 2008 et encore 21 % au troisième trimestre de 2012. L'allongement de la durée du crédit permet d'expliquer une part importante de cette surévaluation, sans que cela permette d'exclure la possibilité d'une bulle spéculative si les anticipations de hausse sont partagées par les débiteurs et leurs créanciers.

Depuis 2012, un ajustement du marché immobilier est en cours. En effet, la durée des prêts immobiliers ne progresse plus et les facteurs fondamentaux sont plutôt orientés à la baisse. Cet ajustement est lent et porte plus sur le volume des transactions que sur les prix. En effet, la dynamique de court terme des prix immobiliers est inerte, ralentissant leur ajustement vers le niveau d'équilibre. Cet ajustement pourrait néanmoins s'accélérer si les conditions de crédit, *a priori* plus volatiles que les fondamentaux macroéconomiques standards, se détérioraient fortement.

Cette analyse montre que la politique monétaire a une capacité limitée à contrôler les prix immobiliers. Tout d'abord, les prix immobiliers présentent une forte inertie, ce qui rend difficile un contrôle efficace de leur trajectoire à l'aide des taux d'intérêt de court terme. Deuxièmement, selon les pays de la zone euro, les prix résidentiels sont sensibles à différents segments de la courbe des taux (taux longs en France où prédominent les taux fixes, taux courts en Espagne en raison de la prédominance des taux variables). Ceci explique des réactions très hétérogènes des marchés immobiliers européens à une même politique monétaire.

Enfin, la politique monétaire a un impact limité sur certains déterminants importants de l'évolution des prix immobiliers, comme la durée des prêts immobiliers. Dans le débat actuel concernant l'utilité d'un contrôle des prix des actifs par la politique monétaire, les résultats de cette étude plaident donc pour l'utilisation d'un ensemble d'instruments de politique économique plus large. En cas d'évolution rapide des prix immobiliers, la politique économique devra veiller à ce que les risques bancaires – risques de crédit, gestion actif passif – soient maîtrisés.

## Références bibliographiques

- Antipa P. et C. Schalck, 2010, « The impact of fiscal policy on residential investment in France », in Olivier de Bandt *et al.* (eds.), *Housing markets in Europe: a macroeconomic perspective*, Berlin, Springer Verlag.
- Ayuso F. et J. Restoy, 2007, « House prices and rents in Spain, Does the discount factor matter? », *Journal of housing economics*, 16.
- Bernanke B. S., M. Gertler, S. Gilchrist, 1999, *The financial accelerator in a quantitative business cycle framework*, in Taylor J., Woodford M. (ed.), *Handbook of macroeconomics*, Amsterdam : North Holland.
- Bessone A.-J., B. Heitz et J. Boissinot, 2005, « Marché Immobilier : voit-on une Bulle ? », *INSEE note de conjoncture*, mars.
- Caldera Sánchez A. et Å. Johansson, 2011, « The Price Responsiveness of Housing Supply in OECD Countries », *OECD Economics Department Working Papers*, 837, OECD Publishing.
- Case K.E. et R. J. Shiller, 1989, « The efficiency of the market for single-family homes », *American Economic Review* 79 : 125–137.
- DiPasquale D. et W. C. Wheaton, 1994, « Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices », *Journal of Urban economics*, 35 (1-27).
- Engle R. F. et C. Granger, 1987, « Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing », *Econometrica*, 55 (2) : 251-76.
- Engle R. F. et B. S. Yoo, 1987, « Forecasting and Testing in Cointegrated Systems », *Journal of Econometrics*.
- Gao A., Z. Lin et C. Na, 2009, « Housing market dynamics: evidence of mean reversion and downward rigidity », *Journal of Housing Economics*, Special Issue, 18 : 256-266.
- Gonzalo J. et J.-Y. Pitarakis, 1999, « Dimensionality effect in cointegration analysis », dans R. Engle and H. White (eds.), *Cointegration, Causality, and Forecasting. A Festschrift in Honour of Clive W.J. Granger*, Oxford University Press, Oxford.
- Granger C. et P. Newbold, 1974, « Spurious regression in econometrics », *Journal of econometrics* (2) 111-120.
- Hamilton J., 1994, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Lanne M. et H. Lutkepohl, 2002, « Unit root tests for time series with level shifts: a comparison of different proposals », *Economics Letters*, Elsevier, 75 (1).
- Lardic S. et V. Mignon, 2002, *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*, Economica.
- Lütkepohl H. et P. Saikkonen, 1999, « Order selection in testing for the cointegration rank of a VAR process » in R. Engle and H. White (eds.),

*Cointegration, Causality, and Forecasting. A Festschrift in Honour of Clive W.J. Granger*, Oxford University Press, Oxford.

- McCarthy J. et R. W. Peach, 2002, « Monetary Policy Transmission to Residential Investment », *FRBNY Economic Policy Review*.
- Meen G., 2001, *Modelling Spatial Housing Market*, Boston, MA, Kluwer Academic.
- Ng S. et P. Perron, 2001, « LAG Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power », *Econometrica, Econometric Society*, 69 (6) : 1519-1554, novembre.
- Poterba J., 1984, « Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset market approach », *Quarterly Journal of Economics*, 99 : 729-752.
- Poterba J., 1992, « Taxation and Housing: Old Questions, New Answers », *American Economic Review*, 82.
- Salo S., 1994, « Modelling the Finnish housing market », *Economic Modelling* 11 : 250-265.
- Shin Y., « A residual based test of the null in cointegration against the alternative of noncointegration », *Econometric theory*, 10 : 91-115, 1994
- Shiller R. J., 2007, « Understanding recent trends in house prices and home ownership », *Cowles Foundation Discussion Paper*, 1630.
- Stiglitz J. E., 1990, « Symposium on Bubbles », *Journal of Economic Perspectives* 4, (2, spring) : 13-8.
- Tsatsaronis K. et H. Zhu, 2004, « What drives housing prices dynamics: cross country evidence », *BIS, Quarterly review*.



## ANNEXE

Ng-Perron - Ho: la série a une racine unitaire		
	I (0)	I (1)
Prix immobiliers réels	0,98	-7,11*
Stock de logement	0,46	-16,43*
Revenu disponible brut réel	1,84	-13,99**
Population	2,29	-7,50*
Coût de construction	2,73	-16,01***
Investissement résidentiel	-2,77	-17,92***
<b>Séries incluant une rupture</b>		
Coût d'usage	-2,42	-4,76***
Capacité d'emprunt	2,88	-4,49***

\*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ , selon Ng et Perron (2001) ; les valeurs critiques peuvent varier selon que la série inclut ou non une valeur critique.

Les valeurs critiques pour les tests avec rupture sont basées sur Lanne et Lütkepohl (2002).