

LES DÉTERMINANTS DES PRIX DE L'IMMOBILIER AUX ÉTATS-UNIS APRÈS LA GRANDE RÉCESSION : UNE ANALYSE DES BORNES EXTRÊMES

Achille Dargaud FOFACK
Faculté de Commerce et d'Économie
Université Rauf Denktaş, Turquie
adfofack.irlaem@gmail.com / achille.fofack@rdu.edu.tr

Serge Djoudji TEMKENG
Faculté des Sciences Sociales et Sciences de Gestion
Université de Buéa, Cameroun
sdkemkeng.irlaem@gmail.com

RÉSUMÉ – Les prix des logements aux États-Unis cristallisent les inquiétudes parce qu'en un peu plus d'une décennie, ils ont excédé le niveau record atteint avant la crise des *sub-primes*. Ces inquiétudes ont inspiré le présent article dont l'objectif est de mettre en lumière les déterminants robustes des prix de l'immobilier aux États-Unis aux lendemains de la Grande Récession. Ainsi, se basant sur la littérature économique et la disponibilité des données, 12 déterminants potentiels des prix de l'immobilier ont été sélectionnés. Ces données mensuelles couvrant la période allant de juillet 2009 – date à laquelle l'économie américaine est sortie de la récession – à avril 2019, ont été étudiées en appliquant les approches de l'analyse des bornes extrêmes formulées par Leamer (1983) et par Sala-i Martin (1997) respectivement. Les résultats montrent que les dépenses de construction, l'inflation des loyers, le taux d'intérêt sur les hypothèques, le crédit immobilier, l'activité économique et l'assouplissement quantitatif sont des déterminants robustes des prix de l'immobilier. Hormis l'assouplissement quantitatif, les déterminants mis en lumière dans cet article sont régulièrement cités dans la littérature puisqu'ils sont liés aux fondamentaux du secteur immobilier. De ce fait, l'exubérance irrationnelle qui caractériserait l'évolution récente des prix de l'immobilier aux États-Unis serait due à la politique d'assouplissement quantitatif mise en œuvre par la Réserve Fédérale.

ABSTRACT – House prices in the United States stir up worries because in less than a decade, they have exceeded the record high reached before the subprime crisis. Those worries

have inspired this paper of which the aim is to highlight the robust determinants of house prices in the United States after the Great Recession. Thus, based on the economic literature and data availability, 12 potential determinants of house prices have been selected. Those monthly data covering the period from July 2009 – date at which the American economy came out of recession – to April 2019, are studied using the approaches of extreme bound analysis developed by Leamer and Leonard (1983) and by Sala-i-Martin (1997) respectively. The results show that construction spending, rent inflation, mortgage rate, real estate loan, economic activity and quantitative easing are robust determinants of house prices. Except for quantitative easing, the determinants highlighted in this paper are regularly cited in the literature because they are related to the fundamentals of the real estate sector. Thus, the irrational exuberance that could be associated with the current evolution of house prices in the United States might be due to the quantitative easing programs implemented by the Federal Reserve.

INTRODUCTION

Entre 2003 et 2007 aux États-Unis, la hausse des taux courts n'entraîne paradoxalement pas la hausse des taux longs. Durant cette période, le taux d'intérêt directeur de la banque centrale américaine passe de 1 à 5,25 % alors que le taux des bons du trésor américain sur 10 ans et celui des prêts hypothécaires sur 30 ans restent relativement stables sous la barre des 5 et 7 % respectivement. La relative stabilité des taux hypothécaires est d'autant plus étonnante que cette période est caractérisée par une hausse substantielle de l'émission des hypothèques. En effet, le stock des créances hypothécaires titrisées et non titrisées passe de 6 400 milliards de dollars en fin d'année 2002 à 11 100 milliards en 2007 (Bernanke *et al.*, 2011).

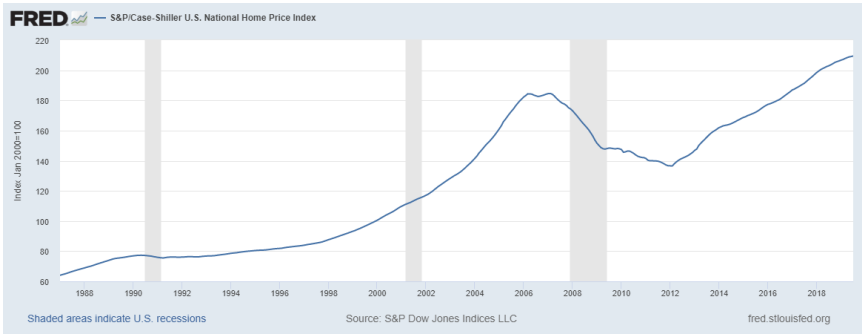
Après avoir étudié cette étonnante relation entre les taux courts et les taux longs, Bernanke (2005) émet l'hypothèse selon laquelle la relative stabilité des taux longs américains serait due à la surabondance de l'épargne mondiale, alimentée par les pays ayant des excédents colossaux de leur balance courante (pays exportateurs de commodités et de ressources naturelles). Investie principalement dans des actifs financiers sûrs, la surabondance de l'épargne mondiale booste la demande de ces actifs et incite le système financier américain à transformer des créances hypothécaires risquées en actifs financiers sûrs. Ainsi, en mettant en commun des créances hypothécaires et en créant des tranches aux priorités de paiement prédéfinies, le mécanisme de titrisation donne naissance à des actifs financiers perçus comme étant moins risqués que la créance hypothécaire moyenne du groupe.

Nécessitant plus d'intrants afin de satisfaire l'énorme demande des actifs financiers sûrs, le mécanisme de titrisation fini par booster l'offre des créances hypothécaires et induire une hausse substantielle des prix de l'immobilier aux États-Unis. En effet, nourris par la demande des actifs financiers sûrs et une combinaison de facteurs domestiques évoqués par Bernanke *et al.* (2011), les prix de l'immobilier aux États-Unis ont atteint des niveaux sans précédent comme en témoigne l'évolution de l'indice S&P/Case-Shiller représenté ci-dessous. Cet indice

des prix l'immobilier aux États-Unis qui était de 100 en janvier 2000 a connu une inflation substantielle le propulsant à plus de 184 en février 2007. Quelques mois plus tard, la bulle immobilière éclata ; entraînant la première récession mondiale post Grande Dépression.

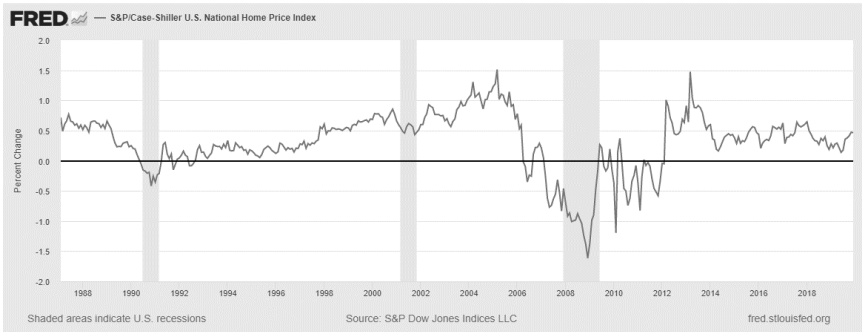
GRAPHIQUE 1a

L'ÉVOLUTION DE L'INDICE DES PRIX DE L'IMMOBILIER AUX ÉTATS-UNIS



GRAPHIQUE 1b

L'ÉVOLUTION DU TAUX DE CROISSANCE DE L'INDICE DES PRIX DE L'IMMOBILIER AUX ÉTATS-UNIS



L'éclatement de la bulle immobilière et les crises financière et économique qui s'en sont suivies ont entraîné la chute des prix de l'immobilier et l'indice S&P/Case-Shiller retomba à 137,92 en mars 2012. Si une telle chute s'apparente à une correction à la baisse contribuant à rapprocher les prix des logements de leur valeur fondamentale, alors l'évolution récente de ces prix aurait les caractéristiques d'une exubérance irrationnelle. En effet, le graphique 1a montre qu'après avoir atteint un creux en mars 2012, l'indice S&P/Case-Shiller n'a cessé d'augmenter, dépassant même le record établi par la bulle immobilière des années 2000. C'est ainsi que l'indice S&P/Case-Shiller a atteint 209,43 en juillet 2019 ; cristal-

lisant les inquiétudes au sujet de la formation d'une nouvelle bulle immobilière. Cette potentielle exubérance irrationnelle est également perceptible dans l'évolution du taux de croissance des prix de l'immobilier telle que représentée sur le graphique 1b.

Ces inquiétudes ont inspiré le présent article dont l'objectif est de mettre en lumière les déterminants robustes des prix de l'immobilier aux États-Unis, aux lendemains de la Grande Récession. De ce fait, se basant sur la littérature économique et la disponibilité des données, 12 déterminants potentiels des prix de l'immobilier ont été sélectionnés. Ces données mensuelles obtenues auprès de la *Federal Reserve Economic Data* couvrent la période allant de juillet 2009 — date à laquelle l'économie américaine est sortie de la récession — à avril 2019. La robustesse et la sensibilité de ces déterminants potentiels sont évaluées en appliquant les approches de l'analyse des bornes extrêmes formulées par Leamer et Leonard (1983) et par Sala-i Martin (1997) respectivement.

La suite de cet article est organisée de la manière suivante : la littérature relative aux déterminants des prix de l'immobilier est passée en revue dans la prochaine section ; la méthodologie de l'article est décrite dans la section 2 ; les résultats sont présentés et discutés dans les sections 3 et 4 respectivement ; et la section 5 conclue l'étude.

1. REVUE DE LA LITTÉRATURE

La littérature relative aux déterminants des prix de l'immobilier distingue les déterminants qui affectent l'offre et ceux qui affectent la demande de logement. Dans la plupart des pays, l'offre réagit faiblement et lentement (Caldera et Johansson, 2013). À cause de cette rigidité de l'offre, la majorité des travaux consacrés à l'étude des déterminants des prix de l'immobilier est focalisée sur la demande. Au rang des facteurs qui déterminent les prix des logements du côté de la demande, la littérature recense le revenu des ménages, le taux d'intérêt, les modalités d'emprunt, la démographie, les coûts de construction, les politiques publiques et les anticipations des acteurs sur l'évolution des prix et de l'inflation. Plusieurs auteurs utilisant des méthodologies différentes, ont examiné l'influence de ces facteurs sur les prix de l'immobilier dans différents pays.

Le revenu des ménages est un déterminant important du prix des logements. Selon les études, l'on obtient une relation positive ou négative entre ces deux variables. Ong et Chang (2013), dans leur étude sur les déterminants macroéconomiques des prix de l'immobilier en Malaisie entre 2000 et 2012, ont effectué une analyse de régression multiple sur des données trimestrielles. Les résultats révèlent que le PIB a une incidence positive et significative sur les prix des logements. Miles et Pillonca (2008) dans leur étude sur 14 pays de l'OCDE entre 1996 et 2006, trouvent que l'augmentation du revenu réel a contribué à l'accroissement des prix de l'immobilier de l'ordre de 30 % à 40 %. Holly et Jones (1997) affirment que le revenu réel est le déterminant le plus significatif des prix des logements au

Royaume Uni. Cependant, Stepanyan *et al.* (2010) dans leur étude consacrée à quelques pays de l'ancienne Union Soviétique, parviennent aux résultats selon lesquels le revenu influence significativement et négativement les prix de logements. La justification de cette différence pourrait résider dans le choix d'acheter ou de louer le logement à la suite de l'augmentation de revenu, ou encore dans le fait que, le surplus de revenu pourrait être affecté à un poste de dépense différent du logement.

Le taux d'intérêt impacte différemment les prix de l'immobilier selon qu'il s'agisse du taux des bons du Trésor, du taux d'intérêt réel, du taux de l'emprunt-logement ou du taux d'intérêt de long terme. Le taux d'intérêt réel qui représente le coût de financement des investissements est utilisé par Barot et Yang (2002). Ceux-ci constatent que les prix des logements sont négativement corrélés au taux d'intérêt réel. Et la demande tout comme l'offre de logement baissera si le taux d'intérêt réel est élevé. Un ensemble de modalités concernant les prêts intervient également dans la détermination des prix de l'immobilier. Il s'agit de la durée des prêts (André, 2010); de l'apport personnel de l'emprunteur (Kuttner et Shim, 2016; Vandenbussche *et al.*, 2015); et de la régulation/dérégulation du marché des prêts (Girouard *et al.*, 2006; Favara et Imbs, 2015). À partir d'une quasi-expérience, Favara et Imbs (2015) estiment qu'aux États-Unis, entre 1994 et 2005, la dérégulation pourrait expliquer entre la moitié et les deux tiers de l'augmentation des loyers et entre le tiers et la moitié de l'augmentation des prix des logements.

L'augmentation du coût de construction entraîne une appréciation des prix de logements. Elle s'explique par le fait que les propriétaires de logement sont presque contraints de transférer les coûts de construction aux acheteurs (Borowiecki, 2009; Capozza *et al.*, 2002). Adam et Roland (2009) indiquent que les coûts de construction incluent le prix des matériaux de construction et le coût de la main-d'œuvre. Borowiecki (2009) trouve que l'augmentation des coûts de construction entraîne l'appréciation des prix des logements en Suisse.

La hausse du taux de chômage conduit quant à elle à la baisse de la demande, qui entraîne quant à elle la chute des prix des logements. Brooks et Tsolacos (1999) trouvent une corrélation négative entre le prix des logements et le taux de chômage. Jacobsen et Naug (2005) montrent également que l'accroissement du taux de chômage a pour conséquence la révision des salaires à la baisse et ajoute des incertitudes sur le revenu à l'avenir.

Des facteurs démographiques déterminent également les prix de l'immobilier. Simon et Essafi (2017) estiment qu'un accroissement de 1 % de la population fait augmenter de 4 % (maisons) ou 5 % (appartements) le prix des logements. La demande augmente aussi selon Gonzalez et Ortega (2013) et André (2010), à la suite de l'évolution de la taille des ménages : veuvage lié au différentiel de mortalité hommes-femmes, cohabitation des jeunes, divorce et migrations internationales.

Les anticipations des acteurs influencent également les prix des logements étant donné qu'un logement est non seulement un bien de consommation mais aussi un investissement. Shiller (2007) trouve que les prix des logements aux États-Unis dépendent de moins en moins du coût de construction, mais de plus en plus du prix du terrain sur lequel le logement est construit (qui est passé de 15 % du prix total en 1930 à 47 % en 2006). Cette déconnexion du coût de construction se traduit par la possibilité d'une spéculation sur les prix futurs. Le risque inhérent à une telle réalité est considéré par certains auteurs comme étant un élément important dans la détermination des prix des logements (Favilukis *et al.*, 2017).

Les politiques publiques d'aide aux populations influencent la demande de logement à la hausse et contribuent à l'augmentation de leurs prix. Smith *et al.* (1988) concluent que ces politiques publiques constituent un transfert de ressources des locataires aux les propriétaires et qu'elles entraînent une augmentation des prix de l'immobilier. Olsen et Zabel (2015) confirment également ces conclusions, à partir de leurs travaux sur les États-Unis.

Étudiant les déterminants des prix de l'immobilier au Royaume Uni grâce à un modèle de cointégration et un modèle à correction d'erreur appliqués sur des données trimestrielles allant de 1971Q1 à 2012Q4, Xu et Tang (2014) trouvent les résultats ci-après : l'analyse de cointégration montre que le coût de construction, le crédit, le PIB, le taux d'intérêt et le taux de chômage ont un impact positif sur les prix de l'immobilier alors que le revenu net et la masse monétaire sont négativement corrélés aux prix de logements ; le modèle de correction d'erreur indique quant à lui que la croissance des prix de l'immobilier est affectée par la croissance du coût de construction, du crédit, du taux d'intérêt et du revenu net à court terme. Ces chercheurs révèlent aussi que le taux d'intérêt est le déterminant le plus significative des prix de l'immobilier.

2. MÉTHODOLOGIE

2.1 *Les données*

Inspirés par la littérature ci-dessus et se basant sur la disponibilité des données, 12 déterminants potentiels des prix de l'immobilier aux États-Unis après la Grande Récession ont été sélectionnés. Ces données mensuelles obtenues auprès de la *Federal Reserve Economic Data* (FRED) hébergée par la Réserve Fédérale de St Louis couvrent la période allant de juillet 2009 — date à laquelle l'économie américaine est sortie de la récession — à avril 2019. Le taux de croissance de chacune des variables a été retenu et les déterminants potentiels sélectionnés sont les suivants :

- *Construction Spending* : dépenses totales de construction aux États-Unis.
- *HICP_Housing* : inflation affectant les prix de l'immobilier et les factures d'eau, d'électricité, de gaz et autres hydrocarbures domestiques.
- *CPI_Rent* : inflation affectant les loyers payés pour les résidences primaires aux États-Unis.

- *Economic_Activity* : indice composite prenant en compte les emplois générés dans l'économie hors-agriculture, le taux de chômage, le nombre moyens d'heures de travail dans le secteur manufacturier et les salaires payés.
- *Unemployment* : Taux de chômage de la population civile.
- *Unemployment_Duration* : Durée moyenne de chômage exprimée en semaines.
- *Working_Population* : Population en âge de travailler (15-64 ans).
- *Mortgage_Rate* : taux d'intérêt moyen appliqué sur les hypothèques de maturité 30 ans.
- *Real_Estate_Loan* : Crédit immobilier accordé par les banques commerciales aux États-Unis.
- *QE* : cette variable représentant la politique d'assouplissement quantitative (*quantitative easing*) implémentée par la banque centrale américaine en réponse à la Grande Récession prend en compte les créances hypothécaires titrisées (*mortgage-backed securities* ou MBS) achetées par la Réserve Fédérale américaine.
- *Fx_Rate* : taux de change réel du dollar américain.
- *SP500* : indice boursier mesurant la performance des 500 plus grandes entreprises cotées aux États-Unis.

La robustesse et la sensibilité de l'incidence de chacun de ces déterminants potentiels sont testées en prenant en compte deux proxies des prix de l'immobilier aux États-Unis :

- *CS_US* : indice composite S&P/Case-Shiller relatif aux prix de l'immobilier aux États-Unis.
- *CS_20* : indice composite S&P/Case-Shiller relatif aux prix de l'immobilier dans les 20 plus grandes villes américaines.

2.2 L'analyse des bornes extrêmes

Leamer (1983, 1985) critique la tendance qu'à l'économétrie traditionnelle à aboutir à des inférences fragiles. En effet, de petits changements opérés sur la liste des variables explicatives peuvent aboutir à des résultats fondamentalement différents. Par conséquent, Leamer et Leonard (1983) proposent une procédure pour évaluer la robustesse et la sensibilité des variables explicatives prises en compte dans les modèles économétriques. Cette procédure appelée analyse des bornes extrêmes (ABE) est une procédure relativement neutre grâce à laquelle des variables peuvent être sélectionnées pour un modèle empirique quand les déterminants théoriques d'un phénomène sont ambigus ou conflictuels (Chanegriha *et al.*, 2017) comme c'est le cas pour les prix de l'immobilier.

Supposons que le taux de croissance des prix de l'immobilier peut être expliqué par le modèle suivant :

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \alpha_2 i_t + \alpha_3 d_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Avec t représentant les mois et y le taux de croissance des prix. x est une matrice contenant le taux de croissance des variables qui ont une incidence certaine sur le taux de croissance des prix de l'immobilier. i est la variable pertinente ; c est à dire le taux de croissance du déterminant dont on veut évaluer la robustesse et la sensibilité de l'incidence. $d \in D$ est une matrice contenant un nombre limité d'autres déterminants potentiels extraits de D , l'ensemble des déterminants potentiels disponibles. Finalement, ε est le terme d'erreur et $\alpha_i (i = 0, 1, 2, 3)$ sont des paramètres à estimer.

Le modèle est estimé pour toutes les combinaisons de d dans D . Pour chaque régression, une estimation de α_2 et de son écart-type σ_2 sont sauvegardées. Ainsi, la borne extrême inférieure est égale à la plus petite valeur de $\alpha_2 - 2\sigma_2$ alors que la borne extrême supérieure est égale à la plus grande valeur de $\alpha_2 + 2\sigma_2$. La règle de décision concernant la variable pertinente est la suivante : si la borne extrême inférieure est négative et la borne extrême supérieure est positive, alors la variable en question n'est pas un déterminant robuste des prix de l'immobilier. Sala-i Martin (1997) explique qu'un tel test de robustesse est trop restrictif parce qu'il suffit d'une seule régression (parmi plusieurs autres) dans laquelle α_2 n'est pas significatif ou a changé de signe, pour conclure que le déterminant en question n'est pas robuste. Par conséquent, Sala-i Martin (1997) propose une forme alternative de l'ABE dans laquelle une attention particulière est accordée à l'entière distribution de α_2 . Dans cette approche alternative, la robustesse d'un déterminant est basée sur la fraction de la fonction de densité située à gauche ou à droite de zéro. Ainsi, si au moins 95 % de la fonction de densité cumulée (FDC) de est situé d'un côté ou l'autre de zéro, on en conclut que la variable en question est un déterminant robuste des prix de l'immobilier.

L'ABE a été utilisée pour évaluer les déterminants de la croissance économique (Levine et Renelt, 1992) et des investissements directs étrangers (Moosa et Cardak, 2006; Chanegriha *et al.*, 2017). Young *et al.* (2007) et Ghosh et Yamarik (2004) l'ont respectivement employée pour évaluer si l'effet de la population noire sur la croissance économique est robuste et si l'effet des accords régionaux de commerce sur le commerce international est robuste. Mais en dépit de ses avantages, l'ABE n'est pas une procédure parfaite parce qu'elle peut aboutir à des problèmes liés à la multicollinéarité et à l'inflation des écarts-types (Levine et Renelt, 1992). En outre, l'ABE est aussi critiquée parce qu'elle remplace la sélection discrétionnaire des modèles économétriques décrite par Leamer (1983, 1985), par une segmentation discrétionnaire des variables (McAleer *et al.*, 1985).

Afin de corriger ces imperfections, certaines restrictions ont été imposées à l'ABE utilisée dans cette étude. À la suite de Levine et Renelt (1992), la liste des

variables contenues dans la matrice x et devant être incluses dans toutes les régressions a été réduite. La littérature ne faisant pas unanimement cas d'une variable ayant une incidence certaine sur les prix de l'immobilier, il n'est permis à aucune variable de figurer comme variable libre dans toutes les régressions. En outre, pour chaque variable pertinente i , l'ensemble dans lequel d peut être sélectionné est lui aussi réduit en excluant les variables qui, en théorie, peuvent renvoyer au même phénomène ou alors avoir une corrélation élevée. Ainsi, l'inflation affectant les loyers et celle affectant les prix des logements, électricité, eau, gaz et autres hydrocarbures domestiques ne peuvent pas figurer dans le même modèle. C'est également le cas du taux de chômage et de la durée du chômage; ainsi que celui du taux d'intérêt appliqué aux hypothèques et du crédit immobilier.

Toujours à la suite de Levine et Renelt (1992), le nombre total de variables incluses dans chaque régression est lui aussi limité. Ainsi, une constante, une variable pertinente et une combinaison de 3 déterminants potentiels sont incluses dans chaque estimation. À la suite de Hlavac (2016), le paramètre mesurant l'inflation des écarts-types (*variance inflation factor* ou VIF) a été programmé pour ne pas excéder 7 afin de prévenir les problèmes liés à la multicollinéarité. En outre, des écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité au sens de White (1980) ont été calculés grâce au package sandwich proposé par Zeileis (2004, 2006). Afin d'accorder plus d'importance aux résultats issues des modèles ayant un meilleur coefficient de détermination, chaque régression a été pondérée par son indice de vraisemblance (*likelihood ratio index* ou LRI) tel que défini par McFadden (1973). Enfin, la robustesse des déterminants des prix de l'immobilier aux États-Unis est évaluée en appliquant l'approche de l'ABE proposée par Leamer et Leonard (1983) ainsi que celle proposée par Sala-i Martin (1997). Toutes nos analyses ont été effectuées grâce au logiciel statistique R (version 3.6.2).

Avant de procéder à l'ABE proprement dite, la stationnarité des données de cette étude a été testée. Les résultats des tests de racine unitaire (*Augmented Dickey-Fuller* et *Phillips-Perron*) présentés dans le tableau 1 montrent que pour chacune des variables prise en compte, l'hypothèse nulle du test (les données présentent une racine unitaire) est rejetée. Ainsi, l'hypothèse alternative selon laquelle le taux de croissance de chacune des variables prise en compte est stationnaire est acceptée. Cette conclusion est vraie non seulement dans le cas où une constante est ajoutée aux modèles sous-jacents, mais également dans le cas où une tendance et une constante sont ajoutées aux modèles sous-jacents.

3. RÉSULTATS

La sensibilité et la robustesse de chacun des déterminants potentiels des prix de l'immobilier sont tout d'abord évaluées en appliquant l'ABE telle que proposée par Leamer et Leonard (1983). Au total, 628 régressions ont été estimées et les coefficients associés à chacune des variables a été sauvegardés. Le tableau 2 récapitule le nombre de régressions dans lesquelles chacune des variables a été incluse. Il présente aussi la moyenne pondérée des coefficients associés à cha-

TABLEAU 1
TESTS DE RACINE UNITAIRE

Variable	ADF		PP	
	C	TC	C	TC
CS_US	-3,011**	-2,644	-3,266**	-3,859**
CS_20	-3,026**	-2,862	-3,866**	-3,979**
Construction_Spending	-8,265**	-8,475**	-8,491**	-8,652**
HICP_Housing	-1,862	-1,886	-10,397**	-15,287**
CPI_Rent	-2,227	-3,804**	-3,393**	-6,635**
Economic_Activity	-7,164**	-7,628**	-7,209**	-7,802**
Unemployment	-12,909**	-12,943**	-13,660**	-13,824**
Unemployment_Duration	-11,745**	-12,344**	-11,721**	-12,397**
Working_Population	-10,466**	-10,677**	-10,532**	-11,220**
Mortgage_Rate	-7,511**	-7,516**	-7,435**	-7,389**
Real_Estate_Loan	-3,900**	-7,990**	-6,359**	-8,227**
QE	-4,428**	-3,897**	-4,400**	-3,888**
Fx_Rate	-7,729**	-7,352**	-7,124**	-7,176**
SP500	-9,252**	-9,253**	-9,261**	-9,283**

NOTE : ** indique la significativité au seuil de 5 pourcents ; C est mis pour constante et TC est mis pour tendance et constante ; ADF et PP représentent respectivement les tests de racine unitaire *Augmented Dickey-Fuller* et *Phillips-Perron*.

cune des variables, la moyenne pondérée des écarts-types desdits coefficients et le pourcentage des régressions dans lesquelles lesdits coefficients sont significatifs.

Il en ressort que seule la constante a été incluse dans toutes les 628 régressions parce que comme annoncé plus haut, la littérature ne fait pas unanimement cas d'une variable ayant une incidence certaine sur les prix de l'immobilier. Le tableau 2 montre également que seuls les coefficients associés à l'inflation des loyers et au crédit immobilier sont significatifs dans toutes les régressions dans lesquelles chacune de ces deux variables a été incluse. À l'inverse, les coefficients associés à la population active et à l'inflation affectant les prix de l'immobilier incluant les factures d'eau, d'électricité, de gaz et autres hydrocarbures domestiques ne sont significatifs dans aucunes régressions.

Les résultats de l'ABE telle que proposée par Leamer et Leonard (1983) sont consignés dans le tableau 3. Ce tableau révèle que seuls l'inflation des loyers et le crédit immobilier sont des déterminants robustes des prix de l'immobilier aux États-Unis après la dernière crise financière. Mais comme mentionné précédemment, l'approche de Leamer et Leonard (1983) est trop restrictive parce qu'il suffit d'une seule régression (sur 628) dans laquelle le coefficient associé à une variable quelconque n'est pas significatif ou a changé de signe pour en conclure que le déterminant en question n'est pas robuste. Par conséquent, l'approche proposée par Sala-i Martin (1997) a été appliquée.

Deux variantes de cette dernière ont été implémentées : dans le cadre de la première variante, il est postulé que le coefficient associé à chacun des détermi-

TABLEAU 2

RÉCAPITULATIF DE L'ABE AVEC CS_US COMME VARIABLE DÉPENDANTE

Variable	Nb. Régressions	M.P. alpha	M.P. Ecart Type	% Significatif
Intercept	628	-0,050	0,085	59,713
Construction_Spending	202	0,078	0,029	86,139
HICP_Housing	158	0,062	0,073	0,000
CPI_Rent	158	1,857	0,339	100,000
Economic_Activity	202	1,211	0,421	70,297
Unemployment	158	0,017	0,012	18,987
Unemployment_Duration	158	-0,008	0,009	22,152
Working_Population	202	0,057	0,363	0,000
Mortgage_Rate	158	0,023	0,009	96,203
Real_Estate_Loan	158	0,367	0,105	100,000
QE	202	0,053	0,014	57,426
Fx_Rate	202	0,027	0,031	6,931
SP500	202	0,012	0,013	0,495

NOTE : Nb. Régressions représente le nombre de régressions ; M.P. alpha représente la moyenne pondérée des coefficients Alpha associés à chacune des variables ; M.P. Ecart Type représente la moyenne pondérée des écarts-types de Alpha ; % Significatif représente le pourcentage des régressions dans lesquelles le coefficient associé à chacune des variables est significatif.

TABLEAU 3

RÉSULTATS DE L'APPROCHE DE LEAMER ET LEONARD AVEC CS_US COMME VARIABLE DÉPENDANTE

Variable	Type	BEI	BES	Décision
Intercept	Libre	-1,079	0,379	Fragile
Construction_Spending	Pertinente	-0,016	0,188	Fragile
HICP_Housing	Pertinente	-1,119	0,243	Fragile
CPI_Rent	Pertinente	0,231	3,392	Robuste
Economic_Activity	Pertinente	-0,670	4,834	Fragile
Unemployment	Pertinente	-0,037	0,107	Fragile
Unemployment_Duration	Pertinente	-0,042	0,020	Fragile
Working_Population	Pertinente	-1,188	1,068	Fragile
Mortgage_Rate	Pertinente	-0,002	0,048	Fragile
Real_Estate_Loan	Pertinente	0,053	0,767	Robuste
QE	Pertinente	-0,021	0,119	Fragile
Fx_Rate	Pertinente	-0,068	0,146	Fragile
SP500	Pertinente	-0,031	0,058	Fragile

NOTE : BEI et BES représentent respectivement la borne extrême inférieure et la borne extrême supérieure.

nants potentiels est normalement distribué alors que dans le cadre de la seconde variante, aucune hypothèse relative à distribution des coefficients estimés n'est formulée. Les résultats de l'ABE telle que proposée par Sala-i-Martin (modèle normal) sont consignés dans le tableau 4. Ces résultats révèlent que les dépenses

de construction, l'inflation des loyers, l'activité économique, le taux d'intérêt sur les hypothèques de maturité 30 ans, le crédit immobilier ainsi que la politique l'assouplissement quantitatif implémentée par la banque centrale américaine sont des déterminants robustes des prix de l'immobilier aux États-Unis.

TABLEAU 4

RÉSULTATS DE L'APPROCHE DE SALA-I-MARTIN (MODÈLE NORMAL) AVEC CS_US COMME VARIABLE DÉPENDANTE

Variable	Type	FDC ($\alpha \leq 0$)	FDC ($\alpha > 0$)	Décision
Intercept	Libre	70,862	29,138	Fragile
Construction_Spending	Pertinente	0,415	99,585	Robuste
HICP_Housing	Pertinente	19,734	80,266	Fragile
CPI_Rent	Pertinente	0,000	100,000	Robuste
Economic_Activity	Pertinente	0,257	99,743	Robuste
Unemployment	Pertinente	9,477	90,523	Fragile
Unemployment_Duration	Pertinente	81,386	18,614	Fragile
Working_Population	Pertinente	43,859	56,141	Fragile
Mortgage_Rate	Pertinente	0,608	99,392	Robuste
Real_Estate_Loan	Pertinente	0,026	99,974	Robuste
QE	Pertinente	0,007	99,993	Robuste
Fx_Rate	Pertinente	19,307	80,693	Fragile
SP500	Pertinente	18,281	81,719	Fragile

Modèle normal : l'hypothèse de base est que le coefficient alpha associé à chacune des variables est normalement distribué. FDC ($\alpha \leq 0$) et FDC ($\alpha > 0$) représentent respectivement la fraction de la fonction de densité cumulée située à gauche et à droite de zéro.

Les résultats du modèle générique de Sala-i-Martin sont quant à eux consignés dans le tableau 5. Ces résultats révèlent que les dépenses de construction, l'inflation des loyers, le taux d'intérêt sur les hypothèques de maturité 30 ans, le crédit immobilier ainsi que l'assouplissement quantitatif sont des déterminants robustes des prix de l'immobilier aux États-Unis.

Le graphique 2 est une représentation récapitulative des analyses faites ; il montre la fonction de distribution de chacun des déterminants potentiels pris en compte dans cette étude. Les histogrammes représentant ces fonctions de distribution sont accompagnés par une courbe de densité de Kernel (une approximation non paramétrique de la distribution de chacune des variables).

La robustesse des résultats précédents est éprouvée en se focalisant sur les prix de l'immobilier dans les 20 plus grandes villes américaines. Ainsi, le tableau 6 récapitule les analyses faites et révèle que le coefficient associé au taux d'intérêt sur les hypothèques et celui associé à l'assouplissement quantitatif sont significatifs pour toutes les régressions dans lesquelles chacune de ces variables a été incluse. À l'inverse, les coefficients respectivement associés à l'inflation des logements (factures comprises), la durée du chômage, la population active, le taux de change et la performance de l'indice boursier S&P 500 ne sont significatifs dans aucune des régressions.

GRAPHIQUE 2

REPRÉSENTATION GRAPHIQUE DES RÉSULTATS DE L'ABE AVEC CS_US COMME VARIABLE DÉPENDANTE

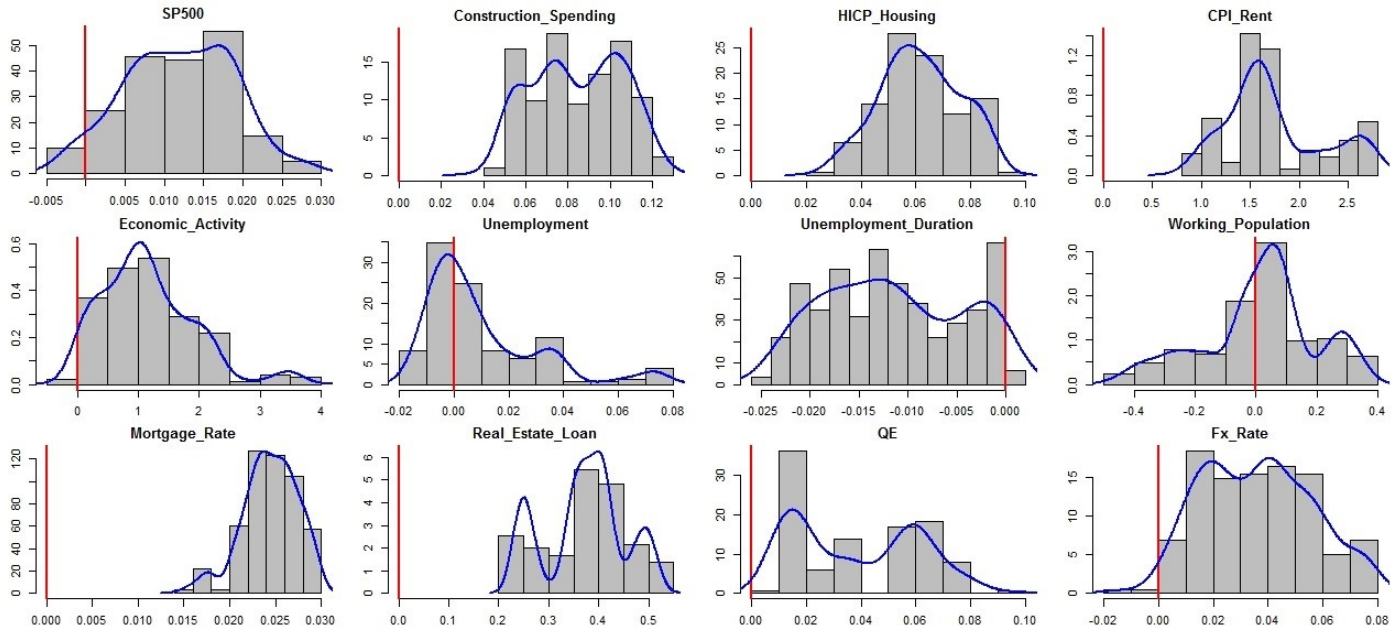


TABLEAU 5

RÉCAPITULATIF DE L' ABE AVEC CS_20 COMME VARIABLE DÉPENDANTE

Variable	Nb. Régressions	M.P. alpha	M.P. Ecart Type	% Significatif
Intercept	628	0,060	0,080	90,446
Construction_Spending	202	0,084	0,034	47,030
HICP_Housing	158	0,064	0,080	0,000
CPI_Rent	158	1,690	0,349	39,241
Economic_Activity	202	1,168	0,440	26,238
Unemployment	158	0,006	0,014	5,696
Unemployment_Duration	158	-0,008	0,012	0,000
Working_Population	202	-0,197	0,394	0,000
Mortgage_Rate	158	0,030	0,010	100,000
Real_Estate_Loan	158	0,309	0,118	68,987
QE	202	0,087	0,014	100,000
Fx_Rate	202	0,032	0,035	0,000
SP500	202	-0,001	0,014	0,000

NOTE : Nb. Régressions représente le nombre de régressions; M.P. Alpha représente la moyenne pondérée des coefficients Alpha associés à chacune des variables; M.P. Ecart Type représente la moyenne pondérée des écarts-types de Alpha; % Significatif représente le pourcentage des régressions dans lesquelles le coefficient associé à chacune des variables est significatif.

TABLEAU 6

RÉSULTATS DE L' APPROCHE DE SALA-I-MARTIN (MODÈLE GÉNÉRIQUE)
AVEC CS_US COMME VARIABLE DÉPENDANT

Variable	Type	FDC (alpha ≤ 0)	FDC (alpha > 0)	Décision
Intercept	Libre	51,694	48,306	Fragile
Construction_Spending	Pertinente	1,291	98,709	Robuste
HICP_Housing	Pertinente	20,114	79,886	Fragile
CPI_Rent	Pertinente	0,019	99,981	Robuste
Economic_Activity	Pertinente	7,086	92,914	Fragile
Unemployment	Pertinente	27,805	72,195	Fragile
Unemployment_Duration	Pertinente	76,544	23,456	Fragile
Working_Population	Pertinente	43,624	56,376	Fragile
Mortgage_Rate	Pertinente	0,819	99,181	Robuste
Real_Estate_Loan	Pertinente	0,096	99,904	Robuste
QE	Pertinente	1,625	99,375	Robuste
Fx_Rate	Pertinente	22,567	77,433	Fragile
SP500	Pertinente	20,934	79,066	Fragile

Modèle générique : aucune hypothèse n'est formulée au sujet de la distribution du coefficient alpha associé à chacune des variables. FDC (alpha ≤ 0) et FDC (alpha > 0) représentent respectivement la fraction de la fonction de densité cumulée située à gauche et à droite de zéro.

Le tableau 7 présente les résultats de l' ABE telle que proposée par Leamer et Leonard (1983). On y apprend que seuls le taux d'intérêt sur les hypothèques et l'assouplissement quantitatif sont des déterminants robustes des prix de l'immo-

bilier dans les 20 plus grandes villes américaines. Il en découle que ces résultats ne sont pas conformes à ceux obtenus à l'échelle nationale.

TABLEAU 7

RÉSULTATS DE L'APPROCHE DE LEAMER ET LEONARD AVEC CS_20 COMME VARIABLE DÉPENDANTE

Variable	Type	BEI	BES	Décision
Intercept	Libre	-0,857	0,695	Fragile
Construction_Spending	Pertinente	-0,027	0,185	Fragile
HICP_Housing	Pertinente	-0,158	0,253	Fragile
CPI_Rent	Pertinente	-0,925	2,875	Fragile
Economic_Activity	Pertinente	-1,884	4,036	Fragile
Unemployment	Pertinente	-0,056	0,092	Fragile
Unemployment_Duration	Pertinente	-0,043	0,029	Fragile
Working_Population	Pertinente	-1,402	1,068	Fragile
Mortgage_Rate	Pertinente	0,003	0,058	Robuste
Real_Estate_Loan	Pertinente	-0,055	0,678	Fragile
QE	Pertinente	0,030	0,153	Robuste
Fx_Rate	Pertinente	-0,064	0,146	Fragile
SP500	Pertinente	-0,041	0,054	Fragile

NOTE : BEI et BES représentent respectivement la borne extrême inférieure et la borne extrême supérieure.

Les résultats de l'approche proposée par Sala-i Martin (1997) sont consignés dans les tableaux 8 et 9 pour le modèle normal et pour le modèle générique respectivement. Les résultats du modèle normal montrent que les dépenses de construction, l'inflation des loyers, l'activité économique, le taux d'intérêt sur les hypothèques de maturité 30 ans, le crédit immobilier et l'assouplissement quantitatif sont des déterminants robustes des prix de l'immobilier dans les grandes villes américaines. Quant aux résultats du modèle générique, ils montrent que les dépenses de construction, l'inflation des loyers, le taux d'intérêt sur les hypothèques de maturité 30 ans, le crédit immobilier et l'assouplissement quantitatif sont des déterminants robustes des prix de l'immobilier.

Les résultats de l'approche proposée par Sala-i Martin (1997) sont conformes à ceux obtenus à l'échelle nationale. Il en est ainsi des résultats du modèle normal et du modèle générique. Finalement, les résultats relatifs aux déterminants des prix de l'immobilier dans les grandes villes américaines sont récapitulés dans le graphique 3.

TABLEAU 8

RÉSULTATS DE L'APPROCHE DE SALA-I-MARTIN (MODÈLE NORMAL) AVEC CS_US COMME VARIABLE DÉPENDANTE

Variable	Type	FDC ($\alpha \leq 0$)	FDC ($\alpha > 0$)	Décision
Intercept	Libre	24,546	75,454	Fragile
Construction_Spending	Pertinente	0,792	99,208	Robuste
HICP_Housing	Pertinente	21,428	78,572	Fragile
CPI_Rent	Pertinente	0,000	100,000	Robuste
Economic_Activity	Pertinente	0,440	99,560	Robuste
Unemployment	Pertinente	34,567	65,433	Fragile
Unemployment_Duration	Pertinente	74,147	25,853	Fragile
Working_Population	Pertinente	68,953	31,047	Fragile
Mortgage_Rate	Pertinente	0,239	99,761	Robuste
Real_Estate_Loan	Pertinente	0,462	99,538	Robuste
QE	Pertinente	0,000	100,000	Robuste
Fx_Rate	Pertinente	17,811	82,189	Fragile
SP500	Pertinente	52,278	47,722	Fragile

Modèle normal : l'hypothèse de base est que le coefficient alpha associé à chacune des variables est normalement distribué. FDC ($\alpha \leq 0$) et FDC ($\alpha > 0$) représentent respectivement la fraction de la fonction de densité cumulée située à gauche et à droite de zéro.

TABLEAU 9

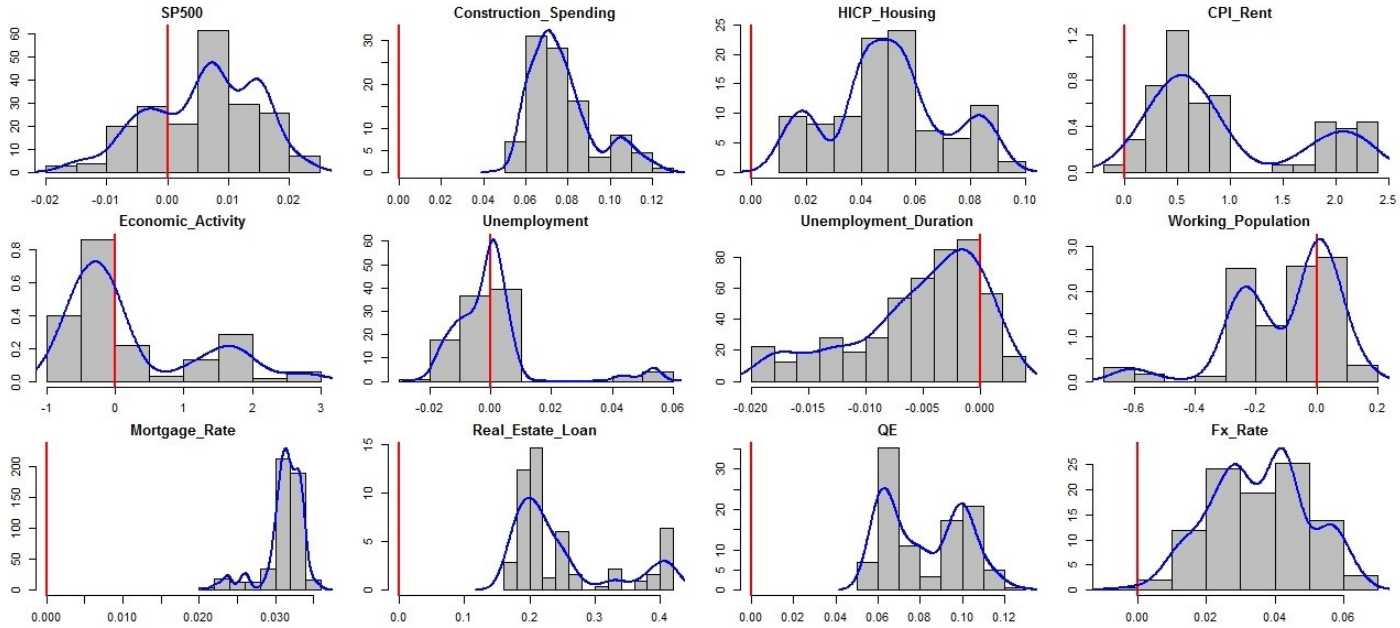
RÉSULTATS DE L'APPROCHE DE SALA-I-MARTIN (MODÈLE GÉNÉRIQUE) AVEC CS_US COMME VARIABLE DÉPENDANTE

Variable	Type	FDC ($\alpha \leq 0$)	FDC ($\alpha > 0$)	Décision
Intercept	Libre	40,393	59,607	Fragile
Construction_Spending	Pertinente	1,870	98,130	Robuste
HICP_Housing	Pertinente	21,954	78,046	Fragile
CPI_Rent	Pertinente	3,151	96,849	Robuste
Economic_Activity	Pertinente	19,773	80,227	Fragile
Unemployment	Pertinente	50,801	49,199	Fragile
Unemployment_Duration	Pertinente	71,436	28,564	Fragile
Working_Population	Pertinente	67,169	32,831	Fragile
Mortgage_Rate	Pertinente	0,324	99,676	Robuste
Real_Estate_Loan	Pertinente	1,222	98,778	Robuste
QE	Pertinente	0,000	100,000	Robuste
Fx_Rate	Pertinente	20,324	79,676	Fragile
SP500	Pertinente	53,829	46,171	Fragile

Modèle générique : aucune hypothèse n'est formulée au sujet de la distribution du coefficient alpha associé à chacune des variables. FDC ($\alpha \leq 0$) et FDC ($\alpha > 0$) représentent respectivement la fraction de la fonction de densité cumulée située à gauche et à droite de zéro.

GRAPHIQUE 3

REPRÉSENTATION GRAPHIQUE DES RÉSULTATS DE L' ABE AVEC CS_20 COMME VARIABLE DÉPENDANTE



4. DISCUSSION

À l'échelle nationale, les résultats obtenus en appliquant l'approche de Leamer et Leonard (1983) montrent que l'inflation des loyers et le volume de crédit immobilier accordé par les banques commerciales sont des déterminants robustes des prix de l'immobilier. L'incidence positive (telle que révélée par le graphique 2) et significative de l'inflation des loyers sur les prix de l'immobilier est conforme aux résultats obtenus par Tsatsaronis et Zhu (2004) sur un panel de 14 pays industrialisés. Cette incidence est due au fait qu'une hausse des loyers entraîne une appréciation mécanique des logements. Quant à l'incidence du crédit immobilier, elle est conforme aux résultats de Tsatsaronis et Zhu (2004), Girouard *et al.* (2006), Égert et Mihaljek (2007), Vizek (2010), Andrews (2010), Xu et Tang (2014) et Favara et Imbs (2015). Il en ressort qu'un assouplissement des conditions d'emprunt (taux d'intérêt, durée, apport personnel, etc) entraîne une augmentation de la demande de logement et une hausse des prix de l'immobilier.

Les résultats de l'ABE telle que proposée par Sala-i Martin (1997) montrent que les dépenses de construction, l'inflation des loyers, le taux d'intérêt sur les hypothèques, le crédit immobilier, l'activité économique et l'assouplissement quantitatif sont des déterminants robustes des prix de l'immobilier.

L'impact positif des dépenses de construction sur les prix de l'immobilier est conforme aux résultats de Capozza *et al.* (2002), Borowiecki (2009), Hoxha et Salaj (2014) et Xu et Tang (2014). Cette incidence est due au fait que les propriétaires répercutent les dépenses de construction sur les locataires et/ou acheteurs de logements. L'effet du taux d'intérêt sur les hypothèques et celui du crédit immobilier découlent quant à eux du fait qu'un assouplissement des conditions d'emprunt entraîne une augmentation de la demande de logement et une hausse des prix de l'immobilier. Cet effet est conforme aux résultats d'Égert et Mihaljek (2007), Hoxha et Salaj (2014), Xu et Tang (2014) et Ge et Williams (2015).

Les résultats révèlent également que l'activité économique a une incidence positive sur les prix de l'immobilier. Cet effet conforme aux résultats de Borowiecki (2009), Pashardes et Savva (2009), Stepanyan *et al.* (2010), Ong et Chang (2013), Xu et Tang (2014), Hoxha et Salaj (2014) et Cheng et Fung (2015) découle de ce que la croissance économique entraîne une augmentation des revenus qui se traduit par une hausse de la demande et des prix des logements. Pour ce qui est de l'effet de l'assouplissement quantitatif, il n'est pas évoqué dans la littérature traditionnelle relative aux déterminants des prix de l'immobilier parce que cette politique monétaire non conventionnelle est relativement nouvelle. En effet, cette politique monétaire implémentée pour la première fois en 2001 par la Banque du Japon consiste pour une banque centrale à acheter massivement des actifs financiers — publics et/ou privés — et à créer en échange de nouvelles réserves bancaires ; stimulant ainsi l'économie réelle via l'accroissement du volume de crédit et la réduction des taux d'intérêt. Ainsi, l'achat massif des créances hypothécaires titrisées entraîne une appréciation de ces actifs financiers. Il en découle un effet de

richesse qui incite les banques à augmenter l'offre de ces créances hypothécaires et à booster par ricochet la demande et les prix des logements.

À l'échelle des grandes villes américaines, les résultats de l'ABE telle que proposée par Sala-i-Martin (1997) sont similaires à ceux trouvés à l'échelle nationale. Les résultats de l'ABE telle que proposée par Leamer et Leonard (1983) montrent quant à eux que dans les grandes villes, le taux d'intérêt sur les hypothèques et l'assouplissement quantitatif sont des déterminants robustes des prix de l'immobilier alors que l'inflation des loyers et le crédit immobilier sont des déterminants robustes à l'échelle nationale. Il en découle que les prix des logements dans les grandes villes seraient plus sensibles aux taux d'intérêt et à l'assouplissement quantitatif parce que les résidents de ces grandes villes investissent une fraction substantielle de leurs revenus sur les marchés financiers dont ces grandes villes sont l'épicentre.

CONCLUSION

S'appuyant sur l'abondante littérature relative aux déterminants des prix de l'immobilier (Capozza *et al.*, 2002; Tsatsaronis et Zhu, 2004; Égert et Mihaljek, 2007; Borowiecki, 2009; Vizek, 2010; Case *et al.*, 2013; Xu et Tang, 2014; Hoxha et Salaj, 2014; Ge et Williams, 2015) et sur la disponibilité des données entre juillet 2009 et avril 2019, 12 déterminants potentiels des prix de l'immobilier aux États-Unis ont été sélectionnés. La robustesse et la sensibilité de chacun de ces déterminants potentiels ont été évaluées en appliquant l'ABE telle que proposée par Leamer et Leonard (1983) et par Sala-i Martin (1997).

Les résultats montrent que les dépenses de construction, l'inflation des loyers, le taux d'intérêt sur les hypothèques, le crédit immobilier, l'activité économique et l'assouplissement quantitatif sont des déterminants robustes des prix de l'immobilier. Force est de constater qu'en dehors de l'assouplissement quantitatif, les déterminants mis en lumière dans cet article sont régulièrement cités dans l'abondante littérature évoquée plus haut puisqu'ils sont liés aux fondamentaux du secteur immobilier. De ce fait, l'exubérance irrationnelle qui caractériserait l'évolution récente des prix de l'immobilier aux États-Unis serait due la politique d'assouplissement quantitatif mise en œuvre par la Réserve Fédérale.

En effet, parce qu'il viole l'un des principes fondamentaux de la politique monétaire à savoir la neutralité vis-à-vis du marché, l'assouplissement quantitatif est très souvent soupçonné d'altérer les prix relatifs des actifs et de créer des distorsions dans les marchés correspondants (Caruana, 2012; Dudley, 2013; Bean, 2013; Rajan, 2013). Sachant qu'en septembre 2019, le stock de créances hypothécaires titrisées détenu par la Réserve Fédérale américaine était estimé à près de 1 500 milliards de dollars, on peut postuler qu'à travers l'achat massif de ces créances hypothécaires titrisées, l'assouplissement quantitatif a contribué non seulement à mettre un plancher sous les prix de ces actifs financiers devenus pour la plupart illiquides pendant la crise des subprimes, mais également à les gonfler artificielle-

ment. Il en découle un effet de richesse qui dope à nouveau le secteur immobilier américain et laisse craindre le pire.

L'inflation récente des prix de l'immobilier aux États-Unis interpelle d'autant plus que les problèmes ayant menés à la dernière crise n'ont pas encore été tous résolus. C'est notamment le cas des problèmes d'agence posés par le modèle « *originate and distribute* » qui consiste pour une banque à octroyer des créances hypothécaires et à les céder à d'autres agents économiques sous la forme de titres financiers. C'est aussi le cas des problèmes liés au « *shadow banking* », ce système bancaire parallèle dans lequel les intermédiaires financiers engagés dans la transformation des maturités détiennent des créances titrisées en lieu et place des créances ordinaires et financent leurs portefeuilles avec des titres émis directement sur le marché monétaire en lieu et place des dépôts collectés auprès de la clientèle.

BIBLIOGRAPHIE

- ANDREWS, D. (2010) : « Real House Prices in OECD Countries : The Role of Demand Shocks and Structural and Policy Factors », Document de Travail, OECD.
- BAROT, B. et Z. YANG (2002) : « House prices and housing investment in Sweden and the UK : Econometric analysis for the period 1970–1998 », *Review of Urban & Regional Development Studies*, 14(2), 189–216.
- BEAN, C. (2013) : « Global aspects of unconventional monetary policies », dans *Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium, Jackson Hole*. BIS.
- BERNANKE, B. S. (2005) : « The global saving glut and the U.S. current account deficit », Speech 77, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- BERNANKE, B. S., C. C. BERTAUT, L. DEMARCO et S. B. KAMIN (2011) : « International capital flows and the return to safe assets in the united states, 2003–2007 », *FRB International Finance Discussion Paper*, (1014).
- BOROWIECKI, K. J. (2009) : « The determinants of house prices and construction : an empirical investigation of the Swiss housing economy », *International Real Estate Review*, 12(3), 193–220.
- BROOKS, C. et S. TSOLACOS (1999) : « The impact of economic and financial factors on UK property performance », *Journal of Property Research*, 16(2), 139–152.
- CALDERA, A. et Å. JOHANSSON (2013) : « The price responsiveness of housing supply in OECD countries », *Journal of Housing Economics*, 22(3), 231–249.
- CAPOZZA, D. R., P. H. HENDERSHOTT, C. MACK et C. J. MAYER (2002) : « Determinants of real house price dynamics », Document de Travail, National Bureau of Economic Research.
- CARUANA, J. (2012) : « Why central bank balance sheets matter », *BIS Paper*, 66, 2–9.
- CASE, K., J. QUIGLEY et R. SHILLER (2013) : « Wealth effects revisited 1978–2009 (No. w16848) », .

- CHANEGRIHA, M., C. STEWART et C. TSOUKIS (2017) : « Identifying the robust economic, geographical and political determinants of FDI : an Extreme Bounds Analysis », *Empirical Economics*, 52(2), 759–776.
- CHENG, A. et M. K. FUNG (2015) : « Determinants of Hong Kong's housing prices », *Journal of Economics, Business and Management*, 3(3), 352–355.
- DUDLEY, W. (2013) : « Lessons at the zero bound : the Japanese and US experience », Document de Travail, Federal Reserve Bank of New York.
- ÉGERT, B. et D. MIHALJEK (2007) : « Determinants of house prices in central and eastern Europe », *Comparative Economic Studies*, 49(3), 367–388.
- FAVARA, G. et J. IMBS (2015) : « Credit supply and the price of housing », *American Economic Review*, 105(3), 958–92.
- FAVILUKIS, J., S. C. LUDVIGSON et S. VAN NIEUWERBURGH (2017) : « The macroeconomic effects of housing wealth, housing finance, and limited risk sharing in general equilibrium », *Journal of Political Economy*, 125(1), 140–223.
- GE, X. et B. WILLIAMS (2015) : « House price determinants in sydney », dans *Annual Conference of European Real Estate Society*. Urban and Environmental Planning and Research Center, Istanbul Technical . . .
- GHOSH, S. et S. YAMARIK (2004) : « Are regional trading arrangements trade creating ? : An application of extreme bounds analysis », *Journal of International Economics*, 63(2), 369–395.
- GIROUARD, N., M. KENNEDY, P. VAN DEN NOORD et C. ANDRÉ (2006) : « Recent house price developments : the role of fundamentals », Document de Travail, OECD.
- GONZALEZ, L. et F. ORTEGA (2013) : « Immigration and housing booms : Evidence from Spain », *Journal of Regional Science*, 53(1), 37–59.
- Hlavac, M. (2016) : « Extremebounds : Extreme bounds analysis in R », *Journal of Statistical Software*, 72.
- HOLLY, S. et N. JONES (1997) : « House prices since the 1940s : cointegration, demography and asymmetries », *Economic Modelling*, 14(4), 549–565.
- HOXHA, V. et A. T. SALAJ (2014) : « Fundamental Economic Factors That Affect Housing Prices : Comparative Analysis between Kosovo and Slovenia. », *Management*, 9(4).
- JACOBSEN, D. H. et B. E. NAUG (2005) : « What drives house prices ? », *Economic Bulletin*, 76(1), 29–42.
- KUTTNER, K. N. et I. SHIM (2016) : « Can non-interest rate policies stabilize housing markets? Evidence from a panel of 57 economies », *Journal of Financial Stability*, 26, 31–44.
- LEAMER, E. et H. LEONARD (1983) : « Reporting the fragility of regression estimates », *The Review of Economics and Statistics*, pp. 306–317.
- LEAMER, E. E. (1983) : « Let's take the con out of econometrics », *The American Economic Review*, 73(1), 31–43.

- (1985) : « Sensitivity analyses would help », *The American Economic Review*, 75(3), 308–313.
- LEVINE, R. et D. RENELT (1992) : « A sensitivity analysis of cross-country growth regressions », *The American Economic Review*, pp. 942–963.
- MCALEER, M., A. R. PAGAN et P. A. VOLKER (1985) : « What will take the con out of econometrics ? », *The American Economic Review*, 75(3), 293–307.
- MCFADDEN, D. (1973) : « Frontiers in Econometrics », dans *Conditional logit analysis of qualitative choice behavior*. Academic Press, New York.
- MILES, D. et V. PILLONCA (2008) : « Financial innovation and European housing and mortgage markets », *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), 145–175.
- MOOSA, I. A. et B. A. CARDAK (2006) : « The determinants of foreign direct investment : An extreme bounds analysis », *Journal of Multinational Financial Management*, 16(2), 199–211.
- OLSEN, E. O. et J. E. ZABEL (2015) : « US housing policy », dans *Handbook of regional and urban economics*, vol. 5, pp. 887–986. Elsevier.
- ONG, T. S. et Y. S. CHANG (2013) : « Macroeconomic determinants of Malaysian housing market », *Human and Social Science Research*, 1(2), 119–127.
- PASHARDES, P. et C. S. SAVVA (2009) : « Factors affecting house prices in Cyprus : 1988-2008 », *Cyprus Economic Policy Review*, 3(1), 3–25.
- RAJAN, R. (2013) : « A step in the dark : unconventional monetary policy after the crisis », .
- SALA-I MARTIN, X. X. (1997) : « I just ran two million regressions », *The American Economic Review*, pp. 178–183.
- SHILLER, R. J. (2007) : « Understanding recent trends in house prices and home ownership », Document de Travail, National Bureau of Economic Research.
- SIMON, A. et Y. ESSAFI (2017) : « Concurrence générationnelle et prix immobiliers », *Revue d'Économie Régionale Urbaine*, (1), 109–140.
- SMITH, L. B., K. T. ROSEN et G. FALLIS (1988) : « Recent developments in economic models of housing markets », *Journal of Economic Literature*, 26(1), 29–64.
- STEPANYAN, V., T. POGHOSYAN et A. BIBOLOV (2010) : « House price determinants in selected countries of the former Soviet Union », Document de Travail, International Monetary Fund.
- TSATSARONIS, K. et H. ZHU (2004) : « What drives housing price dynamics : cross-country evidence », *BIS Quarterly Review*.
- VANDEBUSSCHE, J., U. VOGEL et E. DETRAGIACHE (2015) : « Macroprudential policies and housing prices : A new database and empirical evidence for Central, Eastern, and Southeastern Europe », *Journal of Money, Credit and Banking*, 47(S1), 343–377.

- VIZEK, M. (2010) : « Short-run and long-run determinants of house prices in Eastern and Western European countries », *Privredna Kretanja i Ekonomska Politika*, 20(125), 27.
- WHITE, H. (1980) : « A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity », *Econometrica*, pp. 817–838.
- XU, L. et B. TANG (2014) : « On the determinants of UK house prices », *International Journal of Economics and Research*, 5(2), 57–64.
- YOUNG, A. T., M. J. HIGGINS et D. LEVY (2007) : « Black populations and economic growth : An extreme bounds analysis of Mississippi county-level data », *Emory Law and Economics Research Paper*, (07-06).
- ZEILEIS, A. (2004) : « Econometric computing with HC and HAC covariance matrix estimators », *Journal of Statistical Software*, 11(10), 1–17.
- (2006) : « Object-oriented computation of sandwich estimators », *Journal of Statistical Software*, 16(9), 1–16.