

# Consommation, patrimoine des ménages et marché immobilier en France

## *Consumption, household portfolios and the housing market in France*

Valérie Chauvin\* and John Muellbauer\*\*

**Résumé** – La consommation et le patrimoine des ménages réagissent à des facteurs communs (changements des conditions de crédit, des taux d'intérêt, des anticipations de revenus ou encore des facteurs démographiques), qui doivent être identifiés pour isoler en creux les effets de richesse. Selon un modèle à six équations de la consommation et des actifs nets des ménages, la propension marginale à consommer le patrimoine financier est similaire en France, aux États-Unis ou au Royaume-Uni, mais elle est plus faible et même négative pour le patrimoine immobilier. En effet, en France, une hausse des prix immobiliers conduit les ménages non propriétaires à économiser davantage, pour constituer un apport personnel ou en prévision de loyers plus élevés. Lors de la flambée des prix du logement entre 1996 et 2008, l'impact positif sur la consommation de l'augmentation du patrimoine immobilier et d'un accès plus facile au crédit a été neutralisé par l'impact négatif de l'augmentation des prix du logement et de l'endettement, ce qui a empêché l'amplification des rétroactions, via la consommation, telle qu'observée aux États-Unis.

**Abstract** – *Consumption and wealth co-move because of shifts in credit conditions, interest rates, income expectations or demographics, whose impact should be identified to disentangle wealth effects. The findings for France from a 6-equation model for consumption and the main elements of household portfolios are that marginal propensities to consume financial wealth are comparable to those in the US or the UK, but housing wealth effects are far weaker, and aggregate consumption falls with higher house prices relative to income. This is interpreted as the need for younger households in France then to save more if they wish to become homeowners, while other tenants can expect rents to increase in the future, saving more in consequence. The estimates suggest that during the French house price boom between 1996 and 2008, offsets from the negative effect of higher house prices and higher debt neutralized the positive effects of higher housing wealth and easier credit on consumption, evading the amplifying feedbacks, via consumption, of the US boom.*

Codes JEL / JEL Classification : E21, E27, E44, E51, E58

Mots-clés : consommation, conditions de crédit, endettement des ménages, transmission monétaire

Keywords: *consumption, credit conditions, household debt, housing collateral, monetary transmission*

**Rappel :**

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

\* Banque de France ([valerie.chauvin@banque-france.fr](mailto:valerie.chauvin@banque-france.fr))

\*\* Nuffield College, et Institute for New Economic Thinking de l'Oxford Martin School, Université d'Oxford, Royaume-Uni. ([john.muellbauer@nuffield.ox.ac.uk](mailto:john.muellbauer@nuffield.ox.ac.uk))

Cet article s'inscrit dans le cadre d'un projet de recherche mené à la BCE lorsque John Muellbauer était titulaire d'un poste de recherche au titre du programme de parrainage Wim Duisenberg. Nous tenons à remercier Janine Aron, Jacques Friggit et les participants du séminaire de la BCE, de la Banque du Canada et de la Banque de France, pour leurs commentaires précieux. Nous remercions l'Open Society Foundation pour son soutien durable à la recherche accordé par le biais d'INET à l'Oxford Martin School.

Reçu le 8 juin 2017, accepté après révisions le 23 mars 2018

L'article en français est une traduction de la version originale en anglais

Pour citer cet article : Chauvin, V. & Muellbauer, J. (2018). Consumption, household portfolios and the housing market in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 500-501-502, 157–178. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.500t.1950>

La crise des *subprimes* aux États-Unis, à l'origine de la crise financière mondiale, a débuté par une surévaluation massive des prix des actifs, et notamment de l'immobilier. Cette surévaluation a tout naturellement conduit à une chute des prix immobiliers, entraînant l'accélérateur financier dans une phase descendante. La baisse des prix immobiliers réduit l'investissement résidentiel et la consommation dans les pays où l'immobilier sert de garantie aux crédits à la consommation, comme les États-Unis et le Royaume-Uni. Une chute des prix immobiliers augmente par conséquent les créances douteuses et réduit le capital des banques, ce qui affecte leur capacité à accorder des crédits. Le resserrement du crédit se répercute à son tour sur l'investissement résidentiel et la consommation des ménages, accroissant le chômage et réduisant le PIB, ce qui affecte de nouveau la demande en logements et le capital des banques.

Au niveau macroéconomique, le rôle de l'effet de levier et du marché immobilier dans l'instabilité financière a été largement démontré (Cerutti *et al.*, 2017 ; Mian *et al.*, 2017). Mian et Sufi (2014) ont apporté des éléments microéconomiques substantiels sur le rôle joué par l'évolution du crédit dans la crise des subprimes aux États-Unis ainsi que sur l'effet du niveau élevé d'endettement des ménages. Jordà *et al.* (2016) ont attiré l'attention sur le rôle croissant des garanties immobilières sur les crédits bancaires dans la plupart des pays avancés, ainsi que dans les crises financières. Le rapport du FMI d'octobre 2017 (FMI, 2017) sur la stabilité financière soulignait aussi le rôle déterminant du crédit hypothécaire et d'effets non linéaires : les effets sont plus prononcés à de hauts niveaux de taux d'endettement, et dans les pays où les mouvements de capitaux sont libres et les régimes de change fixes.

Beyer *et al.* (2017) notent l'importance des effets de richesse et de l'hétérogénéité, y compris entre les pays. Ces effets sont au cœur du modèle multinational en construction de la BCE, pour les cinq plus grands États membres de la zone euro. Ce modèle s'inscrit ainsi dans la lignée des modèles macroéconométriques, très appréciés actuellement des banques centrales, qui n'imposent pas la rationalité des comportements microéconomiques des agents représentatifs comme dans les modèles d'équilibre général dynamique stochastique (ou DSGE, *Dynamic Stochastic General Equilibrium*) de la Nouvelle économie keynésienne, mais accordent plus de place aux observations empiriques. Toutefois, la plupart des versions de ces modèles ne font dépendre la consommation que de la richesse nette comme mesure de patrimoine

et ignorent les changements des conditions de crédit. La modélisation à équations multiples du secteur des ménages, présentée ici pour la France, évalue la validité de ces hypothèses.

La France fonctionne-t-elle de manière similaire aux économies anglosaxonnes, où les fluctuations des prix des actifs immobiliers ou financiers entraînent des variations de la consommation, ce qui amplifie les effets de l'accélérateur financier et sont partie intégrante du mécanisme de transmission de la politique monétaire. Son cadre institutionnel est très différent, notamment parce que les possibilités de crédits garantis par des biens immobiliers (crédits hypothécaires rechargeables ou « *home equity withdrawal* ») sont bien plus rares, le régime de retraites repose principalement sur un système par répartition et la participation aux marchés boursiers est bien inférieure. La littérature actuelle, présentée dans le complément en ligne C1, reconnaît que les effets de richesse sont plus faibles en France. Toutefois, les estimations macroéconomiques de la propension marginale à consommer (PMC) le patrimoine net sont très variables (de 0.4 centime à 4.6 centimes par euro supplémentaire de patrimoine), reflétant dans une large mesure des problèmes de spécification des modèles, tels que l'omission de variables de contrôle. Font partie de ces variables le revenu permanent (c'est-à-dire des anticipations de croissance du revenu), et les conditions de crédit (dont les fortes variations sont documentées dans le complément en ligne C3). Sur données microéconomiques, Arrondel *et al.* (2014) mettent en évidence une PMC du patrimoine financier dans la partie basse de la fourchette, à 0.5 centime par euro, et de fortes disparités entre ménages et par type de patrimoine.

Les décisions en matière de consommation, d'épargne et de portefeuille sont soumises à des chocs communs et à des modifications communes de l'environnement économique et démographique, aussi est-il important de modéliser ces décisions conjointement, à l'aide d'un sous-système d'équations, dans une approche macroéconomique. Dans cet article, nous adoptons le modèle d'Aron *et al.* (2012) d'une fonction de consommation du revenu permanent « augmentée du crédit ». Cette représentation recouvre le modèle classique du revenu permanent, considéré comme un cas particulier, mais prend aussi en compte les changements liés à la disponibilité du crédit et à l'hétérogénéité du patrimoine. Dans la mesure où il n'existe aucune mesure directe de l'accès au crédit sur longue période en France, nous utilisons une méthode de variable latente pour mesurer les conditions de crédit dans un système à six équations visant à estimer

la consommation, les crédits immobiliers, les crédits à la consommation, les actifs liquides, les prix immobiliers et le revenu permanent de 1981T2 à 2016T4. Cela revient à une transposition sur séries temporelles macroéconomiques du « canal du crédit déterminé par la demande des ménages » de Mian et Sufi (2018).

L'article est structuré comme suit. Le cadre théorique sous-jacent à la détermination économétrique de l'équation de consommation est présenté. Ensuite, la démarche empirique est exposée, avec les spécifications des modèles empiriques finalement retenues. Enfin, les principales conclusions sont tirées. L'annexe et les compléments en ligne fournissent respectivement des informations sur les données utilisées et une revue de littérature plus large.

### **Théorie macroéconomique, fonction de consommation et cadre de modélisation**

Blanchard (2018) soutient que, par contraste avec les modèles d'équilibre général dynamique stochastique (« DSGE »), « une modélisation partielle de l'équilibre et son estimation sont indispensables pour comprendre les mécanismes particuliers pertinents pour l'analyse macroéconomique ». En particulier, Hendry et Muellbauer (2018) critiquent les modèles DSGE de la Nouvelle économie keynésienne à agents représentatifs, qu'ils jugent insuffisants en termes de stochastique (incertitude et hétérogénéité réduites à un rôle trivial), de dynamique (décalages clés entre variables négligés), d'équilibre général (rétroactions essentielles, telles que celles observées lors de la crise financière, ignorées) et de contenu keynésien (défauts de coordination sur les marchés du travail et de la finance sous-estimés).

### **Fonction de consommation**

Le revenu de chaque ménage suit une évolution incertaine, idiosyncratique et non assurable, et cette incertitude interagit avec les contraintes de crédit ou de liquidité. Le modèle de l'asymétrie d'information, qui a révolutionné la théorie économique dans les années 1970 et valu aux économistes Akerlof, Spence et Stiglitz le prix Nobel d'économie, permet d'expliquer cet environnement économique. Les recherches de Deaton (1991, 1992) et de Carroll (1992, 2000, 2001, 2014), ainsi que la nouvelle génération de modèles à agents hétérogènes impliquent que l'horizon des ménages est en général hétérogène et très

court, avec un comportement « au jour le jour » même pour les ménages les plus riches (Kaplan *et al.*, 2014). Kaplan *et al.* (2018) ont intégré ces caractéristiques dans un modèle DSGE, mais sans endogénéiser le logement, tandis que Hedlund *et al.* (2017) ont produit un modèle DSGE avec un marché immobilier frictionnel. Kaplan et Violante (2018) détaillent des implications supplémentaires des modèles à agents hétérogènes, ainsi que les limites des modèles existants et les questions de recherche encore non résolues, concernant par exemple la valorisation des actifs et le risque lié au revenu du travail. Ils reconnaissent que les versions actuelles de modèle à agents hétérogènes de la Nouvelle école keynésienne « négligent l'impact potentiellement important des effets de richesse sur la consommation des ménages fortunés susceptibles de survenir suite à des variations des prix des actifs », question à laquelle le présent article apporte des résultats empiriques. On observe aussi de plus en plus d'éléments empiriques concernant la transmission des politiques monétaires par le canal de la trésorerie (*cash-flow channel*), cohérente avec l'existence de contraintes d'hétérogénéité et de liquidité (voir La Cava *et al.* (2016) pour des estimations sur données microéconomiques en Australie ; Aron *et al.* (2012) pour des estimations sur données macroéconomiques au Royaume-Uni).

Les contributions de Thaler sur l'économie comportementale et le défaut de compétences financières (Clark *et al.*, 2017, par exemple) contredisent l'hypothèse d'un comportement rationnel partagé. Les mécanismes alternatifs d'anticipation, l'incertitude radicale et les ruptures structurelles, en particulier les changements dans la structure des marchés du crédit, n'ont jusqu'à présent pas été intégrés aux modèles DSGE utilisés pour la prise de décision des banques centrales. En revanche, ils sont bien pris en compte dans le modèle d'équilibre partiel quantitatif du secteur des ménages estimé sur données agrégées présenté ci-dessous. Pour en déduire des résultats en termes d'équilibre général, il serait nécessaire d'insérer ce module dans un modèle macroéconomique plus large, comprenant des mécanismes de rétroaction de la politique économique.

La forme classique la plus simple de modélisation de la consommation en fonction du revenu permanent est la suivante, utilisant l'approximation log-linéaire comme dans Muellbauer et Lattimore (1995) :

$$\ln(c_t/y_t) = \alpha_0 + \ln(y_t^p/y_t) + \gamma A_{t-1}/y_t \quad (1)$$

où  $c$  désigne la consommation,  $y$  le revenu hors revenus de la propriété,  $y^p$  le revenu permanent

hors revenus de la propriété, et  $A$  le patrimoine net. La propension marginale à consommer le patrimoine net est  $\gamma$ .

Si les taux d'intérêt réels sont variables, la théorie standard de la consommation suggère que le taux d'intérêt réel  $r_t$  reflète des effets de substitution intertemporelle et des effets de revenu. L'extension de ce modèle pour inclure des anticipations de revenu probabilistes implique l'introduction d'un élément d'incertitude sur les revenus. Le coefficient d'actualisation  $\delta$  de l'anticipation de la croissance du revenu mesurée par  $\ln(y_t^p/y_t)$  devrait alors intégrer une prime de risque, donnant ainsi la possibilité que certains ménages appliquent dans leurs prévisions du futur un facteur d'actualisation plus élevé que le taux d'intérêt réel.

Par ailleurs, les différents types d'actifs peuvent être associés à des niveaux différents de propension marginale à consommer. Première raison : il existe une différence fondamentale entre le patrimoine immobilier d'un propriétaire occupant et les actifs financiers, car avoir un toit permet de s'abriter et a une valeur d'utilité en plus de sa valeur en tant qu'actif (voir à ce sujet Buitier, 2010, et Aron *et al.*, 2012). Deuxième raison : en présence de contraintes de crédit, le patrimoine immobilier peut avoir une fonction de garantie de crédit (voir Muellbauer, 2007, ou Aron *et al.*, 2012, pour plus de détails sur ce sujet). Enfin, troisième raison : les actifs financiers illiquides, comme le patrimoine immobilier, peuvent être soumis à la volatilité des prix des actifs ainsi qu'à des restrictions ou des coûts de transaction (Kaplan *et al.*, 2014 ; Kaplan *et al.*, 2018).

Enfin, le ratio de la consommation au revenu varie en fonction de l'effet des contraintes de crédit et de l'âge, voir les résultats empiriques de Fesseau *et al.* (2009) sur l'impact de la structure démographique sur la consommation.

La relation de long terme<sup>1</sup> de la fonction de consommation globale généralisée augmentée du crédit est la suivante :

$$\ln(c_t/y_t) = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}r_t + \alpha_{2t}r_t^l + \alpha_{3t}E_t \ln(y_t^p/y_t) \quad (2)$$

$$+ \gamma_1 NLA_{t-1}/y_t + \gamma_2 IFA_{t-1}/y_t + \gamma_3 HA_{t-1}/y_t$$

$$+ \gamma_{4t} \ln(hp_{t-1}/y_{t-1}) + \gamma_5 demog_t$$

Où  $r$  est le taux d'intérêt réel sur les emprunts et  $r^l$  le taux d'intérêt réel sur les actifs liquides. La valeur nette du patrimoine  $A$  est remplacée par une décomposition en trois entre actifs liquides nets de l'endettement<sup>2</sup>  $NLA$ , actifs financiers illiquides  $IFA$ , et patrimoine immobilier brut  $HA$ ,

avec des propensions marginales différentes.  $hp$  désigne un indice des prix de l'immobilier, tandis que  $demog$  représente la proportion d'adultes de la classe d'âge précédant la retraite dans la population. En prenant en compte des indicateurs numériques tels que les indices de conditions de crédit ( $CCI$ ) pour le crédit immobilier ( $MCCI$ ) et pour les crédits à la consommation ( $CRCCI$ ), il est possible de définir chaque paramètre variable dans le temps comme une fonction linéaire des  $CCI$  et de tester des hypothèses sur leurs variations dans le temps.

La constante  $\alpha_{0t}$  augmente avec l'accès aux crédits quels qu'ils soient, soit que le besoin d'économiser pour constituer un apport se réduise, ou que l'allongement de la durée des crédits à l'habitat améliore la trésorerie à court ou moyen terme. Le coefficient mesurant l'impact du ratio des prix immobiliers au revenu sur la constitution d'un apport personnel pour un achat immobilier,  $\gamma_{4t}$  devrait devenir moins fortement négatif lorsque les exigences concernant cette constitution deviennent moins strictes. Toutefois, un assouplissement de la contrainte relative au service de la dette peut augmenter la proportion de ménages soumis à une contrainte d'apport personnel. Lorsque l'accès aux crédits garantis par un bien immobilier augmente, le coefficient mesurant la propension marginale à consommer le patrimoine immobilier,  $\gamma_{3t}$  devrait augmenter également. Les anticipations de croissance des revenus futurs, reflétées par  $E_t \ln(y_t^p/y_t)$ , devraient avoir une influence sur la consommation plus importante lorsque les contraintes de crédit se réduisent, tandis que l'incertitude du revenu devrait avoir une influence inverse. Il est également possible que la sensibilité de la consommation au taux d'intérêt réel sur les emprunts,  $\alpha_{1t}$ , soit affectée par les conditions de crédit.

Dans l'équation de consommation (2), la consommation est homogène à long terme au revenu et au patrimoine : si ces deux variables sont multipliées par deux, la consommation l'est également. Le coefficient de long terme de  $\ln y$  est fixé à 1. Cela signifie que les questions d'endogénéité des revenus soulevées par Hall (1978) ne se posent pas pour la mesure des effets à long terme du revenu et du patrimoine.

1. La version dynamique inclut un ajustement de court terme, avec la variation du taux de chômage (comme proxy de l'incertitude des revenus), des revenus et des taux d'intérêt. Des modèles de ce type ont été estimés pour le Royaume-Uni, les États-Unis et le Japon dans Aron *et al.* (2012), pour le Canada dans Muellbauer *et al.* (2015), pour l'Afrique du Sud dans Aron et Muellbauer (2013), et pour l'Allemagne dans Geiger *et al.* (2015).  
2. Il est possible de dissocier la valeur nette du patrimoine en quatre éléments principaux, avec un coefficient distinct pour l'endettement. Les résultats empiriques étayent le choix de déduire l'endettement des actifs liquides mais pas celui de déduire l'endettement du patrimoine immobilier brut, parfois évoqué dans la littérature.

Au regard de l'incertitude sur le choix du bon modèle parmi différents modèles concurrents, l'approche de Bontemps et Mizon (2008) a été suivie : ils recommandent de construire un modèle global, générant chacun des modèles en concurrence avec des restrictions testables de paramètres spécifiques. Par exemple, l'équation (1) est un cas particulier de l'équation (2) avec un certain nombre de restrictions. Comme indiqué dans la partie empirique, les données contredisent fortement ces restrictions.

### Modélisation du portefeuille des ménages

Le portefeuille des ménages constitue un facteur explicatif majeur de la consommation. L'indice des prix immobiliers ainsi que les crédits à l'habitat, les crédits à la consommation et les actifs liquides sont endogénéisés dans ce modèle. Ils sont déterminés par les revenus actuel et permanent (avec un coefficient positif, +), par les conditions de crédit (+ pour l'endettement et les prix immobiliers, - pour les actifs liquides), par l'incertitude (-) et par les caractéristiques de la répartition par classe d'âge de la population. Ils sont également déterminés par les opportunités d'arbitrage, représentées ici par les taux d'intérêt correspondants, réels ou nominaux (- pour l'endettement et les prix immobiliers, + pour les actifs liquides) et par l'évolution des autres actifs (dont l'impact est ambigu, selon que les actifs sont complémentaires ou substituables)<sup>3</sup>. Les équations des prix immobiliers et des crédits à l'habitat comprennent également les coûts d'usage et de transaction des biens immobiliers (-). Le cadre de modélisation de l'indice des prix immobiliers et des crédits à l'habitat est détaillé ici, les équations sur le crédit à la consommation et les actifs liquides le sont dans le complément en ligne C5.

L'équation des prix des logements est basée sur l'inversion d'une fonction log-linéaire de la demande, dans laquelle les prix des logements,  $rhp$ , sont déterminés par la demande des ménages, conditionnée par le stock de logements de la période précédente.

$$\ln rhp_t = h_{0t} + h_{1t} \ln nmr_t + h_{2t} \ln user_t + h_3 (\ln(y_t / h_{s_{t-1}}) + h_{4t} E_t \ln(y_t^p / y_t) + h_5 demog_t + h_6 LA_{t-1} / y_t + h_7 IFA_{t-1} / y_t + h_8 spillover_{t-1} + h_9 trans_t) \quad (3)$$

Ici,  $h_{0t}$  devrait augmenter avec les conditions du crédit immobilier. Le taux nominal des crédits à l'habitat est  $nmr$ , et le coût d'usage, mesuré par le taux d'intérêt moins l'appréciation anticipée plus une prime de risque, est noté  $user$ . Le paramètre  $h_3$ , coefficient du log du ratio du revenu au stock de logements, mesure l'opposé de l'inverse de

l'élasticité de la demande de logement aux prix. L'élasticité au revenu de la demande de logement est contrainte à 1. Le coefficient  $h_{4t}$  représente l'impact du revenu permanent rapporté au revenu actuel, un impact aussi présent dans la fonction de consommation. Les termes restants représentent respectivement les effets de la démographie, des actifs financiers liquides et illiquides, des marchés immobiliers étrangers, des coûts de transaction et de l'incertitude du revenu<sup>3</sup>.

Les crédits à l'habitat et ceux à la consommation sont déterminés par l'objet respectif de l'endettement, c'est-à-dire les prix immobiliers et la solution de long terme de la fonction de consommation décrite dans l'équation (2). Une augmentation des prix immobiliers devrait augmenter la demande de crédits à l'habitat car, à niveau de demande de logement égal, des prix immobiliers plus élevés nécessitent un niveau d'endettement plus élevé :

$$\ln(mdebt_t / y_t) = m_{0t} + m_{1t} \ln nmr_t + m_{2t} \ln user_t + m_{3t} E_t \ln(y_t^p / y_t) + m_{4t} \ln(hp_{t-1} / y_{t-1}) + m_5 demog_t + m_{6t} \ln(LA_{t-1} / y_t) + m_7 \ln(IFA_{t-1} / y_t) + m_9 trans_t \quad (4)$$

La libéralisation des marchés du crédit devrait affecter cette relation de long terme de plusieurs manières, correspondant globalement aux effets décrits pour la consommation. Un effet positif direct sur l'endettement est à attendre de la libéralisation du crédit sous ses différents aspects qui comprennent aussi bien l'assouplissement des contraintes relatives à l'apport personnel et au service de la dette dans les années 1980 ou encore l'allongement de la durée des crédits immobiliers dans les années 2000, réduisant également les mensualités. Par conséquent,  $m_{0t}$  devrait augmenter avec  $MCCI$ , même si les crédits gagés sur l'immobilier sont restés marginaux en France. Il est possible que les taux d'intérêt réels prennent davantage d'importance dans un contexte de libéralisation, par exemple en augmentant l'impact négatif de  $m_{2t}$ , tandis que les taux d'intérêt nominaux pourraient avoir un impact plus faible, réduisant l'impact négatif de  $m_{1t}$ . Les anticipations de revenu pourraient gagner en importance après la libéralisation, modifiant  $m_{3t}$ . L'augmentation des prix des logements par rapport au revenu devrait augmenter la demande de crédits à l'habitat, et ce d'autant plus si la libéralisation conduit à un assouplissement des exigences d'apport personnel, modifiant  $m_{4t}$ . Les facteurs démographiques, les ratios des actifs sur le revenu et les coûts de

3. Avouy-Dovi et al. (2014) montrent comment les actifs financiers peuvent être complémentaires ou substituables dans une modélisation du portefeuille des ménages en France détaillée en six catégories. Les actifs liquides sont substituables aux autres types d'actifs, à l'exception des assurances et fonds de retraite.

transaction sont représentés par les quatre termes suivants de (4). Dans la mesure où le financement bancaire devient moins limité par les dépôts des ménages dans un régime moins strict,  $m_{6t}$  peut varier dans le temps.

## Résultats empiriques

Au total, six équations sont estimées de façon conjointe par le maximum de vraisemblance sur les données trimestrielles de 1981 à 2016, relatives à la consommation, les prix immobiliers, les crédits à l'habitat, les crédits à la consommation, les actifs liquides<sup>4</sup>, et le revenu permanent (encadré), tandis que les conditions de crédit pour les crédits à la consommation comme pour les crédits à l'habitat sont estimées en tant que variables latentes<sup>5</sup>. Ces équations comportent potentiellement une part importante d'effets démographiques non stationnaires. L'identification de ce qui relève des variables latentes ou des phénomènes démographiques est un exercice difficile. Heureusement, il existe des informations tirées de sources institutionnelles ou autres sur la nature et les dates de libéralisation des marchés de crédit, ainsi que des études antérieures sur le sens des effets de taux d'intérêt et de revenu sur les prix immobiliers et le patrimoine des ménages. Des informations micro-économiques sur les montants d'endettement et d'actifs liquides des ménages par classe d'âge, ainsi que sur les taux d'épargne des ménages (et donc sur les ratios entre consommation et revenu) par classe d'âge servent également à fixer des restrictions de signe et des limites supérieures des coefficients des variables démographiques.

### Estimations de deux indicateurs de conditions de crédit

Il n'existe pas de données mesurant directement les conditions de crédit en France avant 2003. Cet article adopte une « approche par variables latentes » dans laquelle les indicateurs de conditions de crédit des crédits à la consommation et à l'habitat sont approximés au moyen de fonctions « splines » tenant compte des informations de sources institutionnelles sur la libéralisation des marchés du crédit. Les deux indices sont définis comme une combinaison linéaire de variables muettes en ogive, effectuant une transition en douceur de zéro à un sur huit trimestres, et des taux d'inflation retardés, facteur pertinent pour le crédit à la consommation. Lorsque le risque d'inflation (représenté par le taux d'inflation annuel retardé) est élevé, les prêteurs sont moins enclins

à accorder des crédits par crainte de rendements négatifs. Par conséquent, le mouvement de désinflation qui s'est véritablement enclenché en 1984 a dû probablement assouplir les contraintes de crédit. Au total, 13 variables muettes ont été utilisées pour représenter la forme de l'indice des conditions du crédit à l'habitat *MCCI* (et 6 pour l'indice *CRCCI* du crédit à la consommation) tel que représenté dans la figure I (voir aussi le complément en ligne C2).

Contrairement à la consommation et aux actifs liquides, le stock de crédit à la consommation augmente à partir de niveaux extrêmement bas en 1981. Il est donc peu plausible d'utiliser la même forme linéaire de *CRCCI*, déterminant potentiel de chacune de ces variables, dans les trois équations. Ainsi, alors que *CRCCI* est introduit dans les autres équations de manière linéaire, il est introduit dans l'équation du crédit à la consommation comme suit :  $\ln(0.5 + CRCCI_t)$ . Tandis que pour les autres variables (en log), l'impact marginal est constant, pour la variable crédits à la consommation (en log), l'impact marginal de *CRCCI* diminue au fur et à mesure que *CRCCI* augmente (figure I).

Si les crédits de consommation augmentaient déjà fortement auparavant, l'encadrement du crédit a été assoupli en 1984, lorsque l'indice *MCCI* a commencé à progresser fortement. La dérégulation s'est accentuée encore dans les années 1980, lorsque les deux indices ont augmenté. Au début des années 1990, comme dans beaucoup d'autres pays, certaines banques françaises ont été mises en difficulté par des créances douteuses liées, en partie à un excès de crédits aux promoteurs immobiliers à la fin des années 1980, à la décélération du revenu nominal des ménages résultant de la politique monétaire désinflationniste, et aussi aux tensions provoquées par les hausses de taux d'intérêt liées à la réunification de l'Allemagne. On observe de 1991 à 2016 une corrélation négative forte entre la part des créances douteuses dans le total des crédits au secteur privé, retardée d'un an, et notre estimation de l'indice *MCCI* (figure II). Cette relation est particulièrement forte lors des resserrements des conditions de crédit en 1991-1996 et en 2010-2014.

Vers la fin des années 1990, lorsque la situation des banques s'est rétablie, les flux de crédit ont progressé, la concurrence sur les marchés du

4. Pour l'estimation des équations de crédit à la consommation et d'actifs liquides, voir le complément en ligne C5.

5. Duca et Muellbauer (2013) désignent ce type de système d'équations sous le nom de Latent Interactive Variable Equation System (LIVES).

**ENCADRÉ – L'équation de prévision du revenu permanent : modélisation et estimations**

Comme indiqué par Campbell (1987), l'anticipation de croissance du revenu se définit comme une moyenne mobile du revenu réel par habitant anticipé sur dix ans avec un taux d'actualisation  $\delta$ , qui constitue une mesure du revenu permanent, moins le revenu courant.

Le log du ratio du revenu permanent hors revenus de la propriété sur le même revenu courant s'écrit :

$$\ln(y_t^p / y_t) = (\sum_{s=1}^k \delta^{s-1} E_t \ln y_{t+s}) / (\sum_{s=1}^k \delta^{s-1}) - \ln y_t$$

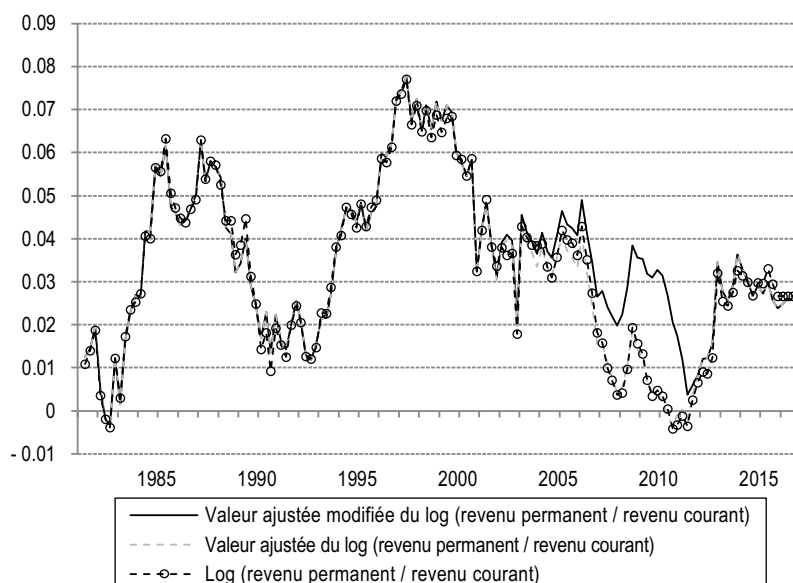
Le facteur d'actualisation trimestriel est fixé à  $\delta = 0.95$ .

Le revenu permanent anticipé est déterminé par une tendance linéaire coudée, rendant compte de la révision à la baisse des anticipations de croissance après la crise financière mondiale, des variables économiques et démographiques. Cette approche peut être considérée comme une forme réduite des effets anticipés sur les revenus futurs du stock de capital et de la productivité totale des facteurs ainsi que des déviations cycliques autour des capacités de production. En indiquant entre parenthèses les signes théoriques des coefficients, les déterminants comprennent les variations des taux d'intérêt nominaux et réels (-), le revenu réel par habitant courant (-) (du fait du retour à la tendance), les variations du log du revenu réel par tête (indiquant potentiellement une dynamique de croissance) (+), les anticipations sur le niveau de vie futur tirées d'enquête auprès des ménages (+), le taux de chômage (-) (par ex. parce qu'il affaiblit le pouvoir de négociation salariale des employés), le log de l'indice boursier en termes réels (+) (car il indique les anticipations de croissance de la productivité et il est l'un des moteurs du capital d'investissement qui augmente les capacités à l'avenir), le log du cours du pétrole réel (-) et le log du taux de change réel (-) (qui indique une dégradation de la compétitivité), et enfin la proportion de la population en âge de travailler dans la population totale (+).

Les variables concernées ont été choisies tout d'abord en menant une opération de sélection de modèles sur les données de 1972 à 2016 pour prévoir le revenu sur des horizons de 1, 4 et 8 trimestres, en intégrant une tendance coudée aux alentours de 2009. Cette opération suggère la pertinence de retards plus longs que ceux normalement envisagés dans les prévisions économétriques. Dans la mesure où le revenu permanent est une moyenne mobile du revenu futur, il est plausible que les moyennes mobiles de ses déterminants soient également pertinentes et un grand nombre des variables sont intégrées sous cette forme. Les estimations de paramètres sont présentées dans le tableau A et l'ajustement est présenté dans la figure A. Les longs retards indiqués pour un grand nombre de variables sont conformes à l'hypothèse d'une lente évolution du stock de capital, en réaction aux influences économiques sur l'investissement. Du fait de ces longs retards, les résidus sont fortement autocorrélés, bien que le modèle semble saisir les fluctuations cycliques de façon satisfaisante. La qualité de l'ajustement n'est pas recherchée à tout prix cependant, car il est inévitable que les ménages commettent de graves erreurs de prévision : l'objectif est plutôt de capturer ce qu'aurait été leur perception, sur la base des informations auxquelles ils avaient facilement accès. Alors que la crise financière était difficilement prévisible, l'impact des variations répétées de taux d'intérêt, de cours des actions, des cours pétroliers, des taux de change et du chômage pouvait être raisonnablement évalué. Les ménages pouvaient en effet bénéficier des avis de professionnels des prévisions, d'économistes, de banques centrales ou d'organisations telles que le FMI ou l'OCDE.

Pour prendre en compte la croissance du revenu au-delà de la fin de l'échantillon en 2016, deux méthodes alternatives ont été envisagées. L'une utilise des prévisions d'Oxfordeconomics.com selon lesquelles la croissance de la tendance future est de l'ordre de 1.2 % ; l'autre suppose une croissance linéaire de la tendance du revenu réel par

Figure A  
**Log du ratio (revenu permanent) / revenu courant - valeurs effectives en comparaison des valeurs ajustées et ajustées modifiées utilisées dans l'équation de consommation**



## ENCADRÉ (suite)

Tableau A  
Estimation du modèle de prévision du revenu permanent

Variable dépendante = log (revenu permanent / revenu courant)	1981 T2 - 2016 T4		1981 T2 - 2008 T3	
	Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio
<i>Variables</i>				
Constante	1.74	37.3***	1.68	18.7***
Tendance	0.00318	34.1***	0.00299	21.8***
Tendance coude à partir de 2009Q4, valeur présente actualisée	- 0.00200	22.3***	- 0.00231	- 5.4***
Log (revenu réel par tête)	- 1.10	- 42.4***	- 1.02	- 39.5***
Variation sur 4 trimestres du log (revenu réel par tête)	0.17	6.0***	0.11	3.2***
Log pop. en âge de travailler / population totale	0.59		0.59	
Anticipations du niveau de vie futur à partir des enquêtes	0.0052	3.8***	0.0040	1.1
Taux d'intérêt réel $ma4_{t,1}$	- 0.08		- 0.08	
Taux d'intérêt réel $ma4_{t,5}$	- 0.19	- 6.3***	- 0.18	- 7.1***
Taux d'intérêt réel $ma4_{t,9}$	- 0.19	- 7.1***	- 0.18	- 7.9***
Variation sur 4 trimestres du taux d'intérêt des bons du Trésor	- 0.073	- 9.2***	- 0.027	- 1.6*
Variation sur 4 trimestres du taux d'intérêt des bons du Trésor $t_{t,4}$	- 0.041	- 6.7***	- 0.016	- 1.2
Log cours des actions en termes réels $s_{t,1}$	0.015	7.3***	0.013	5.9***
Taux de chômage $ma4_{t,1}$	- 0.0034	- 5.5***	- 0.0020	- 2.2**
Taux de chômage $ma4_{t,5}$	- 0.0022	- 4.3***	- 0.0014	- 3.4***
Log cours du pétrole en termes réels $ma4_{t,1}$	- 0.0071	- 5.5***	- 0.0044	- 2.5**
Log cours du pétrole en termes réels $ma4_{t,5}$	- 0.0059	- 4.2***	- 0.0058	- 3.7***
Log taux de change réel $ma4_{t,1}$	- 0.038	- 4.5***	- 0.032	2.2**
Log taux de change réel $ma4_{t,5}$	- 0.033	- 3.0***	- 0.045	- 3.5***
<i>Diagnostic</i>				
Écart-type de l'équation	0.00184		0.00161	
DW	0.54		0.42	
R <sup>2</sup>	0.992		0.993	

Note : les t-ratios sont corrigés de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrelation.

Significativité statistique aux niveaux de 10 %, 5 % ou 1 % notée respectivement \*, \*\*, ou \*\*\*.

Source : Insee, Banque de France ; calculs des auteurs.

habitant allant de 0.6 % à 1 % par an. Les résultats sont robustes à ces hypothèses alternatives, et une hypothèse de croissance de 0.8 % est retenue.

Si le retournement de conjoncture économique consécutif à la crise financière mondiale (impliquant un changement de tendance) avait été pleinement anticipé, alors, considérant l'horizon temporel de 10 ans, les anticipations des ménages auraient commencé dès 2000 à intégrer le changement de tendance qui a débuté en 2009. Pour s'adapter aux données, le modèle de revenu permanent intègre la valeur actualisée du changement de tendance qui a débuté en fin 2009. Il est

peu vraisemblable que, les ménages n'aient pas pu disposer de ces informations en temps réel, aussi le revenu permanent généré jusqu'au T3 de 2009 omet cette composante du modèle économétrique. Nous supposons ensuite que les anticipations des ménages ont progressivement intégré la révision à la baisse de la tendance de croissance sur les 8 trimestres suivants de sorte qu'elles étaient complètement ajustées à partir du T4 de 2011. L'incidence de cet ajustement est que les ménages ont progressivement eu une vision trop optimiste du revenu permanent avant 2009. Cela est visible dans la figure A, qui suggère que les ménages ont surestimé le revenu permanent d'environ 3 % en 2009.

crédit a augmenté avec l'anticipation de la mise en place de la monnaie unique et, comme indiqué dans les compléments en ligne C3 et C4, les conditions de titrisation des crédits se sont assouplies, tandis que la durée des crédits immobiliers s'est allongée (de 11.8 années en moyenne en 1989 à 14.3 années en 1999 et 18.4 années en 2009). Compte tenu du service de la dette mensuel maximal autorisé aux ménages par les banques, du niveau des taux d'intérêt et de celui des revenus, ces assouplissements ont représenté une augmentation de près de 20 % de la capacité d'emprunt des ménages.

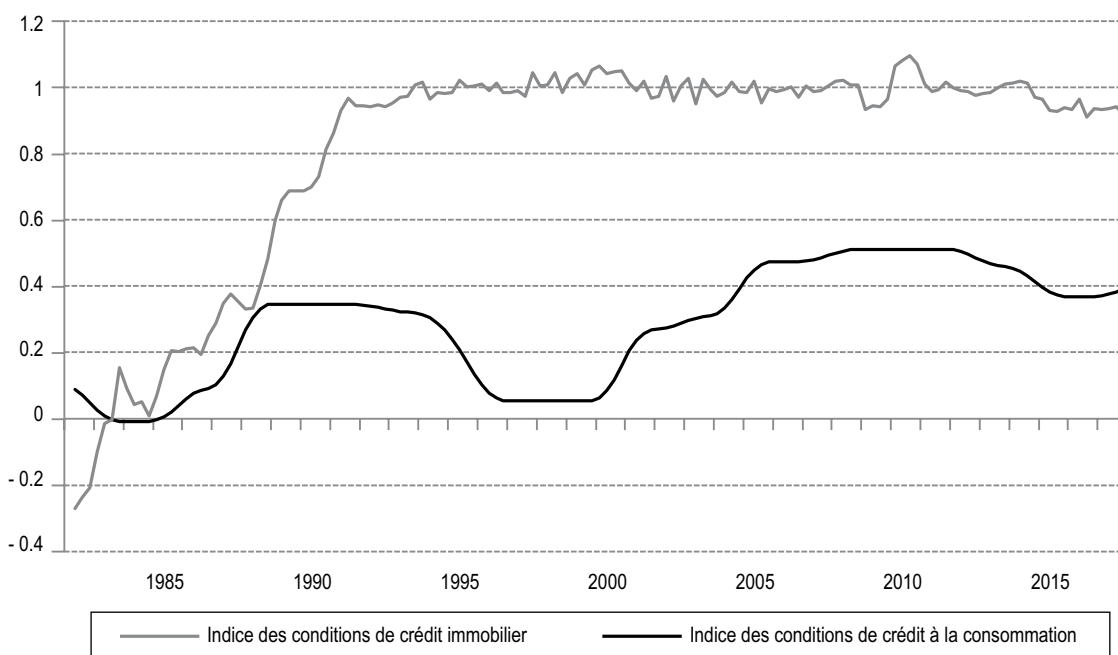
On observe ainsi une libéralisation considérable des crédits immobiliers dès la fin des années 1990 avant un nouveau recul en 2010 consécutif à la remontée de la part des créances douteuses. Il semble qu'il n'y ait pas eu beaucoup de changement dans la disponibilité des crédits à la consommation depuis 1990 environ (figures I et II).

### Consommation

La forme générale de l'équation de consommation est définie par l'équation (2). La vitesse

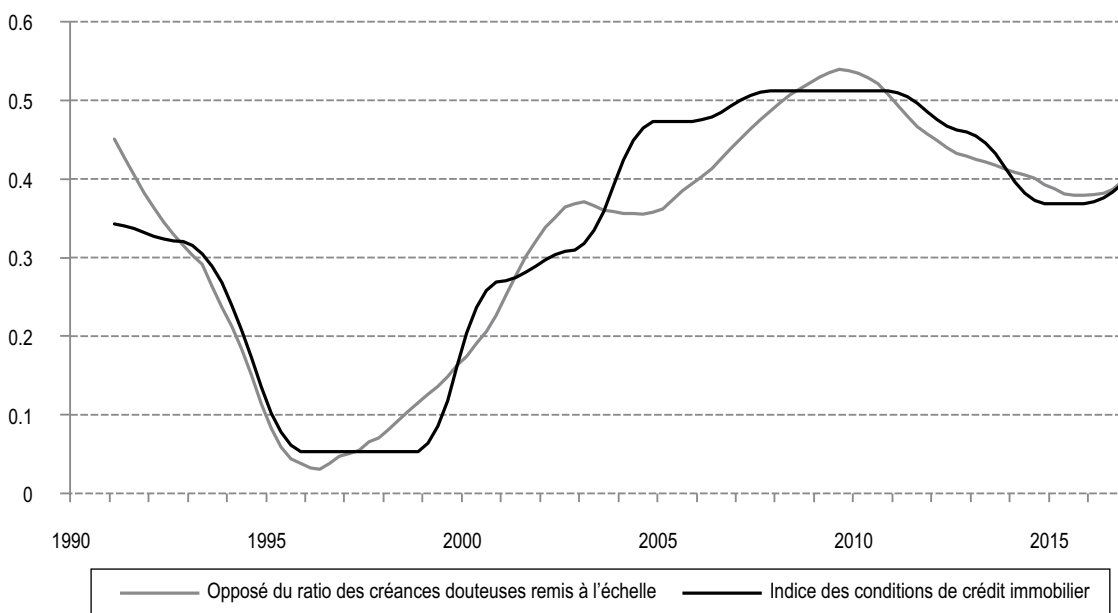


Figure I  
Indices estimés des conditions de crédit immobilier et à la consommation en France



Source : Insee ; calculs des auteurs (voir complément en ligne C2).

Figure II  
Ratio des créances douteuses (moyenne mobile sur 8 trimestres, retardée de 2 trimestres)  
et indice estimé des conditions de crédit immobilier



Source : Insee ; Banque de France ; calculs des auteurs (voir complément en ligne C2).

d'ajustement estimée, de 0.56, est élevée, indiquant une réaction vive de la consommation à ses facteurs déterminants de long terme (tableau 1). La principale différence par rapport aux estimations pour les États-Unis et le Royaume-Uni porte sur l'influence des prix immobiliers et du patrimoine immobilier.

Le taux d'intérêt réel est introduit sous la forme d'une moyenne pondérée des taux d'intérêt réels des crédits à la consommation et des crédits à l'habitat, avec pour pondération les ratios correspondants d'endettement (retardé) au revenu. Il a un effet négatif très significatif. Le ratio du

revenu permanent au revenu courant présente un coefficient légèrement supérieur à 1/2, et donc très inférieur à l'hypothèse classique du revenu permanent d'un ratio de 1, et ce bien que le revenu permanent comprenne déjà par construction un horizon bien plus court. Le coefficient des actifs liquides nets est substantiellement plus élevé que celui du patrimoine financier illiquide, ce dernier comprenant un élément d'épargne pour la retraite plus important<sup>6</sup>. La restriction selon laquelle le coefficient de la dette est l'opposé de celui des actifs liquides est facilement acceptée. La faible ampleur apparente de l'effet du patrimoine financier illiquide, avec une propension marginale à consommer (PMC) de 0.022, est due en partie à l'inclusion de la variable de contrôle du revenu permanent, qui est fortement affectée par le marché boursier<sup>7</sup>. Ces résultats sont cohérents avec ceux obtenus sur données microéconomiques en France. En se basant sur les Enquêtes *Patrimoine et Budget de famille* en France, Arrondel *et al.* (2014) trouvent une PMC le patrimoine financier allant de 0 pour les ménages les plus fortunés détenant principalement des actifs illiquides, à 0.11 pour les ménages les moins fortunés détenant principalement des actifs liquides.

Le ratio patrimoine immobilier / revenu a un impact positif, mais avec une PMC (0.013) inférieure à celle des actifs financiers illiquides, et contrebalancé par un effet inverse fort de la variable de  $\log(\text{prix immobiliers} / \text{revenu})$ . Ces deux mesures sont assez corrélées, de sorte qu'il n'existe pas d'estimation très précise de leurs coefficients séparés. Si l'on omet l'effet négatif du ratio prix immobiliers / revenus, l'effet du ratio patrimoine immobilier/revenu devient non significatif, avec un  $t$  de Student inférieur à 1 sans que les autres coefficients soient sensiblement affectés. On répond ainsi à la question de savoir s'il existe un effet global du patrimoine immobilier sur la consommation en France : l'interprétation la plus simple est que cet effet existe pour les propriétaires, mais qu'il est contrebalancé par un effet inverse pour les locataires, dont les loyers augmentent et/ou qui doivent épargner plus pour constituer un apport personnel. Cette hypothèse est confirmée par Arrondel *et al.* (2014), qui mettent en évidence sur données microéconomiques une PMC le patrimoine immobilier allant de 0.007 à 0.011 pour les propriétaires.

L'interaction entre les conditions du crédit immobilier et le  $\log(\text{prix immobiliers} / \text{revenu})$  s'avère négative et à la limite de la significativité. Ce résultat souligne l'importance de différencier la contrainte de l'apport personnel des autres contraintes pesant sur les emprunteurs.

Un assouplissement de la première uniquement est susceptible de générer un coefficient positif sur l'interaction. Un assouplissement des autres aurait probablement pour effet d'inciter une grande partie des primo-acheteurs potentiels à épargner davantage à apport personnel donné, ce qui induirait un effet négatif de l'interaction. Toutefois, les conséquences globales pour la consommation de cette spécification plus complexe sont presque les mêmes que celles décrites ci-dessous pour la période de 1996 à 2008. L'estimation de l'impact des facteurs démographiques sur la consommation, étant donné les autres variables de contrôle, alors que le patrimoine est probablement lui-même influencé par des facteurs démographiques, soulève probablement un problème de « régression fallacieuse » car la plupart des variables démographiques sont intégrées d'ordre 2<sup>8</sup>. Les études transversales tendent à montrer que les taux d'épargne par classe d'âge sont les plus élevés pour les ménages dans la tranche d'âge précédant la retraite, ce qui suggère d'utiliser la proportion d'adultes dans cette classe d'âge, définie comme la proportion de personnes âgées de 40 à 59 ans plus 0.4 fois celle de 60 à 64 ans, car l'âge de la retraite était de 60 ans sur la plus grande partie de notre échantillon. Le coefficient de cette variable représente approximativement la différence entre le taux d'épargne du reste des adultes et celui de ce groupe (environ 40 % de la population adulte). Il semble difficile de croire que ce nombre pourrait être supérieur à un plafond de 0.4<sup>9</sup>. Entre 1981 et 2016, l'augmentation de 3 % de cette proportion de la population signifierait alors un recul de 1.2 % du ratio de la consommation au revenu. Le coefficient librement estimé se situe dans un intervalle d'un écart-type autour de - 0.4, aussi nous calibrons le coefficient à cette valeur.

Le coefficient de l'indice des conditions du crédit immobilier est normalisé à 1 dans l'équation des prix immobiliers. Lorsque l'indice *MCCI* entraîne une croissance de + 1 % des prix immobiliers, alors son impact sur la consommation est estimé à

6. Le coefficient estimé est de 0.14. Toutefois, le ratio des actifs liquides nets sur le revenu présente une tendance à la baisse forte. En introduisant un faible effet de tendance lié par exemple à l'augmentation de l'espérance de vie des personnes âgées de 60 ans et plus (ce qui devrait également réduire le ratio de la consommation sur le revenu), on peut facilement admettre un coefficient de 0.12, proche des estimations pour les États-Unis et le Royaume-Uni. Heureusement, une telle modification n'a que peu d'effet sur les autres estimations.

7. Ces observations sont cohérentes avec Poterba (2000), qui avance que les prétendus effets de richesse estimés dans des fonctions de consommation excluant les contrôles liés au revenu anticipé, relèvent à la fois d'effets de richesse bien réels et d'anticipations.

8. i.e. qui nécessitent d'être différenciées deux fois pour être stationnaires.

9. Les données transversales montrent un éventail plus resserré des taux d'épargne par classe d'âge. Ces données ne représentent qu'un guide approximatif car les différences brutes dans le taux d'épargne selon l'âge sont influencées par les différences de richesse.

+ 0.06 %, toutes choses égales par ailleurs. Dans l'équation des crédits à la consommation, le terme de  $\ln(0.5 + CRCCI_t)$  présente un coefficient normalisé à 1. Pour les valeurs élevées de  $CRCCI$ , une augmentation entraînant une croissance de 1 % du crédit à la consommation implique une croissance de la consommation de 0.08 %, toutes choses égales par ailleurs. Les contributions de long terme des deux indices de conditions de crédit au log du ratio de la consommation au revenu sont représentées dans la figure III-A.

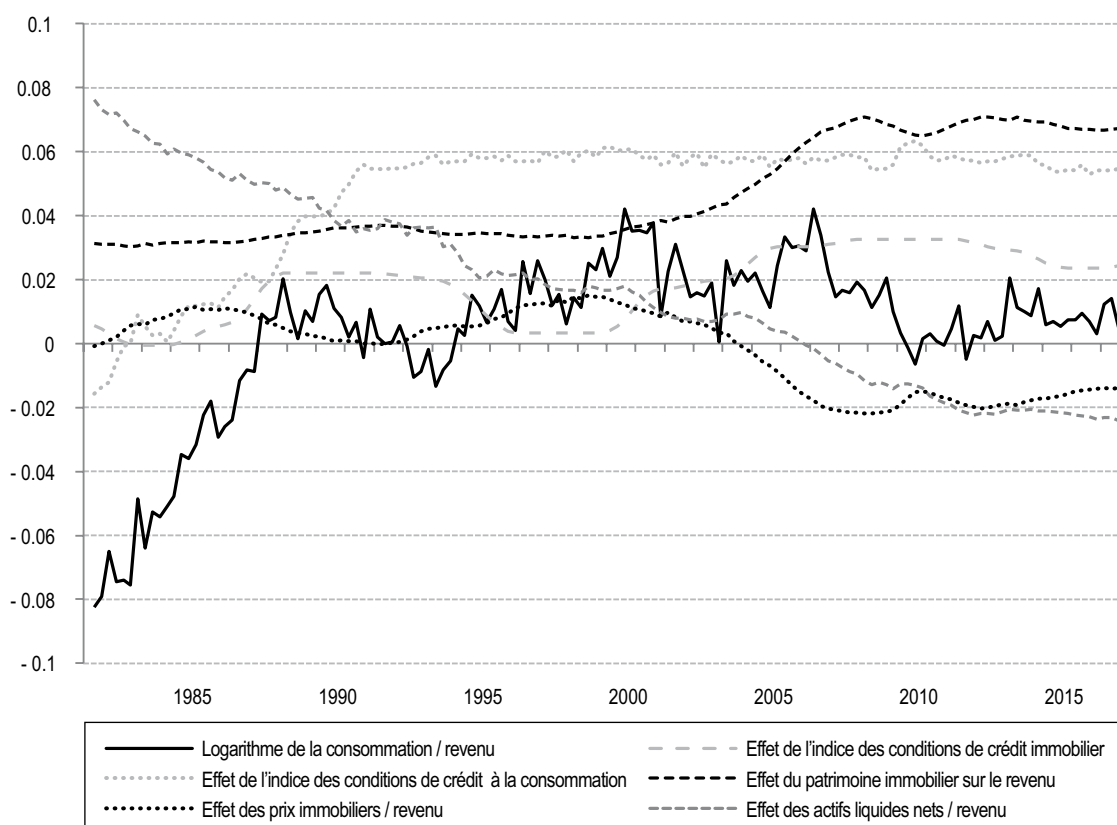
De 1983 à 1990, l'accès accru au crédit à la consommation aurait augmenté le ratio de la consommation au revenu d'environ 6 %, selon les estimations, tandis que celui au crédit à l'habitat l'aurait augmenté de 2.5 %. Toutefois, l'effet opposé induit par l'augmentation du ratio de l'endettement global au revenu, reflété dans la baisse du ratio d'actifs liquides nets (après déduction de l'endettement), s'élève à environ 3 % sur cette période.

De 1996 au pic du marché immobilier et de la disponibilité du crédit à l'habitat en 2008, l'augmentation de l'accessibilité du crédit à l'habitat

représente une augmentation directe du log du ratio de la consommation sur le revenu d'environ 2.5 %, et une augmentation indirecte par le biais du patrimoine immobilier à hauteur de 3.5 %. Toutefois, ce phénomène est contrebalancé presque intégralement par un effet négatif de 3.5 % de la hausse des prix immobiliers par rapport au revenu et par un effet négatif de 2.5 % de la baisse des actifs liquides nets par rapport au revenu, principalement due à l'augmentation de l'endettement des ménages.

Le Royaume-Uni et les États-Unis ont également connu une libéralisation du crédit à l'habitat et une forte hausse du patrimoine immobilier de 1996 à 2007. Des baisses du ratio des actifs liquides nets de l'endettement sur le revenu ont également été observées aux États-Unis et au Royaume-Uni avec des effets négatifs sur la consommation similaires à ceux constatés en France (voir Duca et Muellbauer, 2013, et Hendry & Muellbauer, 2018). Toutefois, les moindres exigences en termes d'apport personnel et les possibilités plus grandes d'utiliser les biens immobiliers comme garantie (crédits hypothécaires rechargeables ou « *home equity withdrawal* ») ont généré un effet

Figure III-A

**Effets à long terme sur le logarithme consommation / revenu en France**


Source : Banque de France ; Insee ; OCDE ; calculs des auteurs.

net sur la consommation positif et sensible aux États-Unis et au Royaume-Uni, contrairement à ce que l'on voit en France.

La figure III-B montre les contributions considérables des ratios du revenu permanent et du patrimoine financier illiquide au revenu courant, ainsi que des taux d'intérêt réels, qui ont augmenté dans les années 1980 et baissé après le milieu des années 1990. La part croissante des adultes dans la classe d'âge précédant la retraite se reflète dans l'évolution démographique.

La propension à consommer peut dépendre du type de revenu. Ceci est pris en compte sous la forme d'une moyenne pondérée du log du revenu disponible des ménages conventionnel (HDI) et du log du revenu hors revenus de la propriété, avec des pondérations de  $\omega$  et  $1 - \omega$ . La pondération estimée de log HDI est de 0.5. Puisque la variable HDI comprend les revenus de la propriété, la pondération implicite de la composante revenus de la propriété (immobilière et financière) du revenu est d'environ 0.33, contre 0.67 pour la composante hors revenus de la propriété<sup>10</sup>.

La dynamique de court terme concerne cinq variables : la variation trimestrielle du log (revenu réel) prend un coefficient négatif, ce qui suggère

que la consommation prend en compte un mélange du revenu courant et de celui du trimestre précédent. La variation sur quatre trimestres du taux de chômage a un effet négatif significatif, ce qui est comparable aux résultats observés dans d'autres pays, voir Aron *et al.* (2012). L'inflation sur les deux années précédentes a un effet négatif<sup>11</sup>. Les « primes à la casse » sont très significatives, avec un effet positif, compensé par un effet négatif au cours du trimestre suivant la fin de la mesure<sup>12</sup>. La variation annuelle du taux d'imposition sur les transactions immobilières a un effet négatif significatif sur la consommation. La spécification comprend également trois variables muettes<sup>13</sup>, qui peuvent représenter d'autres chocs, dus par exemple à des grèves massives ou à des inondations. Les résultats sont robustes à l'exclusion des

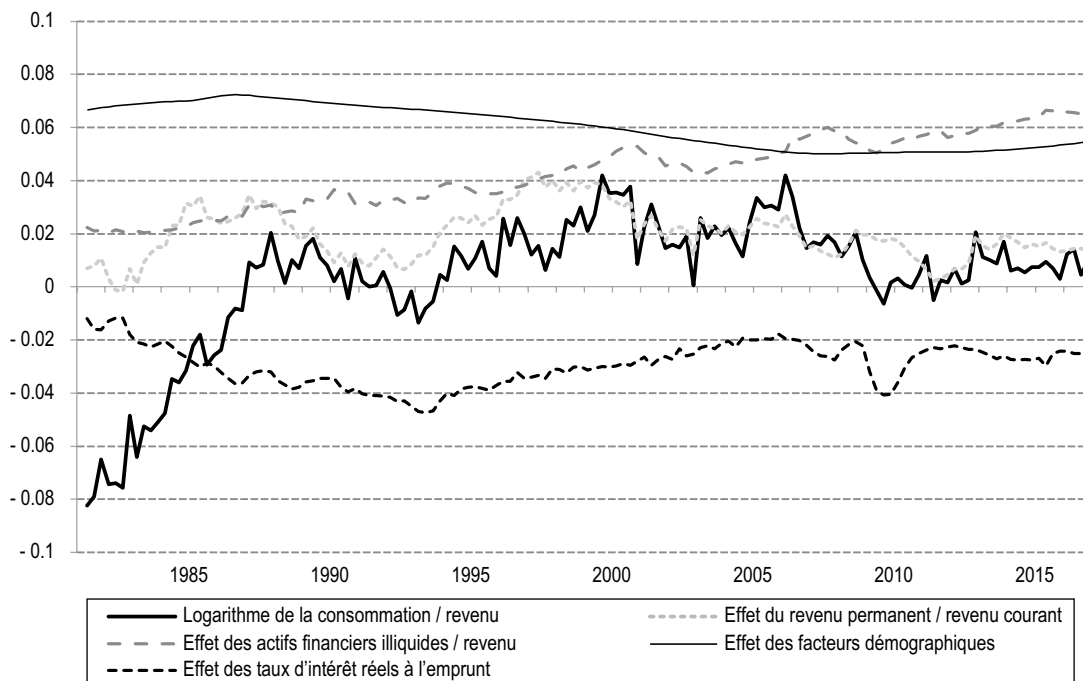
10. Si l'on ne retient que les revenus hors revenus de la propriété, alors tous les coefficients des variables de richesse augmentent. Cela n'est pas surprenant puisque les revenus de la propriété omis sont clairement associés à la propriété des actifs. L'impact négatif du ratio du prix immobilier sur le revenu augmente.

11. Il est peu probable que ce phénomène puisse relever d'un effet d'encaisses réelles car il est déjà fortement pris en compte dans le terme patrimoine liquide net/revenu. Cela peut être un indicateur supplémentaire de l'incertitude sur le revenu réel ou prendre en compte un rôle mineur des taux d'intérêt nominaux, compte tenu de l'impact fort des taux d'intérêt réels dans l'équation.

12. Diverses « primes à la casse » ont été mises en place sur des sous-périodes de 1994-1998 et de 2009-2013. Elles avaient pour objectif de stimuler l'industrie automobile en proposant une subvention pour la mise à la casse d'un ancien modèle lors de l'achat d'une automobile neuve.

13. Pour 1984T4, 1993T1 et 1995T2.

Figure III-B  
Effets à long terme sur le logarithme consommation / revenu en France



Source : Banque de France ; Insee ; calculs des auteurs.

variables muettes, cependant le patrimoine illiquide est un peu moins significatif. Les tests de stabilité des paramètres, par exemple en menant les estimations à partir de 1986T1 au lieu de 1981T2, ou en prolongeant les estimations jusqu'au T3 de 2008 en omettant la crise financière mondiale, corroborent les estimations reportées ici. La deuxième colonne présente les estimations sur un échantillon qui s'arrête au 2008T3<sup>14</sup>.

La dernière colonne du tableau 1 présente les estimations de la fonction consommation lorsqu'on exclut les deux indicateurs des conditions de crédit. La vitesse d'ajustement chute de 0.55 à 0.2 tandis que le  $R^2$  baisse de 0.71 à 0.57. Le coefficient du log du ratio des prix immobiliers au revenu change de signe et devient positif, tandis que celui du ratio patrimoine immobilier sur le revenu devient négatif, alors même qu'aucun des deux n'est plus significatif. Les propensions marginales à consommer les actifs liquides nets et les actifs financiers illiquides augmentent toutes deux et sont beaucoup moins bien déterminées. L'orientation de ces biais peut à chaque fois être interprétée en termes de corrélations avec les conditions de crédit omises. Si l'on introduit de manière forcée les effets de richesse dans un unique ratio du patrimoine net sur le revenu en omettant le ratio du prix du logement sur le revenu, le résultat est encore pire, car l'estimation du coefficient du patrimoine net est négative. Il n'est pas étonnant que les estimations précédentes des fonctions de consommation en France mettent en évidence des effets de richesse instables (Chauvin & Damette, 2011). Conformément à la théorie avancée dans Hendry et Muellbauer (2018), la contrainte d'une unique variable de patrimoine net et l'omission des changements de conditions du crédit correspondent à une grave erreur de spécification, en particulier dans les économies qui ont connu des évolutions marquées de marché du crédit.

Les estimations comparables des effets de long terme sur la consommation des conditions de crédit et du patrimoine pour l'Allemagne, le Royaume-Uni et les États-Unis sont présentées dans le tableau 2. En Allemagne, aucun effet du patrimoine immobilier comme collatéral n'est mis en évidence. En revanche, l'effet négatif du log prix immobiliers / revenu est comparable à celui estimé pour la France. De plus, la légère variation des conditions de crédit entraîne des effets plus réduits qu'en France. Au Royaume-Uni et aux États-Unis, l'interaction des conditions du crédit immobilier et du ratio patrimoine immobilier / revenu est cruciale, ce qui suggère l'absence d'un effet de patrimoine immobilier comme collatéral avant la libéralisation du crédit à l'habitat.

## Prix immobiliers

Dans l'équation des prix immobiliers, l'effet de l'indicateur des conditions du crédit immobilier est identifié à une constante près. Cette constante est choisie de façon à normaliser cet effet à un en début d'échantillon. La vitesse d'ajustement trimestrielle estimée est de 0.12, similaire à celle observée en Allemagne dans Geiger *et al.* (2016) (tableau A2-1). L'élasticité des prix immobiliers par rapport au taux nominal des crédits à l'habitat est de - 0.38 ( $t = - 11.5$ ). Il y a également un effet de taux d'intérêt dans la mesure du coût d'usage, qui interagit avec les conditions du crédit immobilier. Lorsque *MCCI* est égal à zéro, l'effet du coût d'usage n'est pas significatif. Ces résultats sont cohérents avec le fort effet de coût d'usage estimé par Duca *et al.* (2011, 2016) sur les prix de l'immobilier aux États-Unis, du fait de l'importance des effets de levier dans ce pays.

La variable du coût d'usage est décrite en annexe 1. Elle intègre des coûts de transaction importants qui sont motivés par la faible mobilité en France. L'appréciation relative des prix immobiliers des autres pays, retardée d'un trimestre, ne ressort pas de façon significative.

L'effet du ratio du revenu sur le stock de logement net est très significatif et conforme aux « estimations centrales » de Meen (2001). De fait, le log de cette mesure a un coefficient librement estimé à près de 2 et nous imposons cette restriction, en considérant que l'élasticité aux prix de la demande globale de logement en France est de - 1/2. Cette élasticité est un peu inférieure à celle des estimations pour le Royaume-Uni, voir Cameron *et al.* (2006), et considérablement inférieure à celles des estimations pour l'Allemagne, voir Geiger *et al.* (2016)<sup>15</sup>. L'hypothèse d'un coefficient égal et opposé pour le log du revenu et le log du stock immobilier, impliquant une élasticité de la demande de logement au revenu de un, est acceptée par les données, ce qui est généralement le cas avec cette approche<sup>16</sup>. Le poids relatif du log revenu permanent par rapport au revenu courant, de 0.52, est proche de celui de 0.55 établi pour la fonction de consommation.

14. Dans la mesure où l'estimation des effets démographiques de long terme nécessite de longs échantillons, les coefficients reflétant la proportion d'adultes dans la classe d'âge précédant la retraite dans l'équation de la consommation, et ceux reflétant le log population en âge de travailler dans l'équation du revenu permanent sont fixés à leur valeur estimée sur l'échantillon complet.

15. Cela est probablement lié à la prédominance de Paris dans la structure de l'économie française, par contraste avec l'économie allemande beaucoup moins centralisée avec ses nombreux pôles métropolitains, offrant ainsi davantage d'opportunités de substitution dans la localisation géographique.

16. Ce modèle ne permet pas d'estimer l'élasticité de l'offre de logement par rapport aux prix car le stock de logements est considéré comme fixe.

Tableau 1  
Estimations de la solution à long terme de la fonction de consommation en France

Variable dépendante = $\Delta \ln c_t$	Symbole	1981 T2 - 2016 T4		1981 T2 - 2008 T3		1981 T2 - 2016 T4 Hors CCI <sup>(a)</sup>	
		Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio
Vitesse d'ajustement	$\lambda$	0.56***	11.1	0.63***	10.3	0.20***	5.0
<i>Coefficients à long terme de <math>\log c / y</math></i>							
Constante	$\alpha_0$	0.08*	1.7	0.12**	2.2	- 0.11	- 0.9
Indice des conditions de crédit immobilier : <i>MCCI</i>	$\alpha_{0c}$	0.064***	5.3	0.078***	4.8	0	Fix
Indice des conditions de crédit à la consommation : <i>CRCCI</i>	$\alpha_{00c}$	0.058***	5.4	0.066***	4.9	0	Fix
Taux d'intérêt réel $t$ , (pondération par l'endettement/revenu)	$\alpha_1$	- 0.72***	- 7.5	- 0.65***	- 4.8	- 1.17***	- 4.0
Anticipation de croissance du revenu futur : $E \ln (ypem/y)_t$	$\alpha_3$	0.55***	9.9	0.59***	11.3	0.48***	3.1
Actifs liquides nets <sub>t-1</sub> / $y_t$	$\gamma_1$	0.14***	4.4	0.13***	4.3	0.18**	2.0
Actifs financiers illiquides <sub>t-1</sub> / $y_t$	$\gamma_2$	0.022***	3.3	0.017***	3.4	0.040**	2.3
Patrimoine immobilier <sub>t-1</sub> / revenu <sub>t-1</sub>	$\gamma_3$	0.013**	2.2	0.015***	2.7	- 0.013	- 0.9
Log prix immobiliers <sub>t-1</sub> / revenu <sub>t-1</sub>	$\gamma_4$	- 0.062**	- 2.5	- 0.081***	- 3.1	0.070	1.2
Proportion d'adultes dans la classe d'âge précédant l'âge de la retraite	$\gamma_5$	- 0.4	fixe	- 0.4	fixe	- 0.4	fixe
Pondération du revenu disponible des ménages	$\omega$	0.5	fixe	0.5	fixe	0.5	fixe
<i>Diagnostic</i>							
Écart-type de l'équation			0.00324		0.00306		0.0390
DW			1.93		1.86		1.85
R <sup>2</sup>			0.705		0.760		0.573

(a) En excluant les deux indicateurs de conditions de crédit.  
Note : significativité statistique aux niveaux de 10 %, 5 % ou 1 % notée respectivement \*, \*\*, ou \*\*\*. Estimation selon le maximum de vraisemblance d'un système à 6 équations avec le logiciel TSP (Time Series Processor) 5.1 Les écart-types des équations correspondent aux erreurs quadratiques moyennes (RMSE) des résidus.  
Source : Banque de France ; Insee ; OCDE ; calculs des auteurs.

Tableau 2  
Estimations des conditions de crédit et des effets de richesse à long terme en Allemagne, au Royaume-Uni et aux États-Unis.

Variable dépendante = $\Delta \ln c_t$	Symbole	Estimation pour l'Allemagne 1981 T3 - 2012 T4	t-ratio	Estimation pour le Royaume-Uni 1967 T3 - 2005 T4	t-ratio	Estimation pour les États-Unis américaine 1971 T4 - 2011 T1	t-ratio
Indice des conditions de crédit immobilier : <i>MCCI</i>	$\alpha_{0c}$	0.073	5.8	0.050	3.6	-	-
Indice des conditions de crédit à la consommation : <i>CRCCI</i>	$\alpha_{00c}$	0.024	1.0	-	-	0.089	7.7
Actifs liquides nets <sub>t-1</sub> / $y_t$	$\gamma_1$	0.09	4.1	0.11	8.0	0.10	7.6
Actifs financiers illiquides <sub>t-1</sub> / $y_t$	$\gamma_2$	0.016	2.5	0.022	8.0	0.017	8.6
Patrimoine immobilier <sub>t-1</sub> / revenu <sub>t-1</sub>	$\gamma_{3c}$	0.001	0.1	-	-	-	-
<i>MCCI</i> *Patrimoine immobilier <sub>t-1</sub> / revenu <sub>t-1</sub>	$\gamma_{3c}$			0.043	10.3	0.055	5.4
Log prix immobiliers <sub>t-1</sub> / revenu <sub>t-1</sub>	$\gamma_4$	- 0.069	- 3.2	-	-	-	-

Note : estimation pour l'Allemagne à partir d'une version spécifique de l'équation de Geiger *et al.* (2016) ; estimation pour le Royaume-Uni d'après Aron *et al.* (2012) ; estimation pour les États-Unis d'après Duca et Muellbauer (2013).  
Source : documents cités.

Les derniers éléments de la solution de long terme sont deux variables démographiques qui se trouvent aussi dans l'équation des crédits à l'habitat : le nombre d'enfants par adulte et la proportion d'adultes dans la tranche d'âge précédant la retraite. D'une part, un nombre plus élevé d'enfants par adulte suggère un accroissement du nombre de familles, ce qui augmente la demande de logement. D'autre part, les données transversales d'Arrondel *et al.* (2016) montrent que les crédits à l'habitat sont les plus élevés pour

les ménages dans les classes des 40-49 ans et des 50-59 ans. Pour éviter de donner une importance disproportionnée aux facteurs démographiques, le coefficient du nombre d'enfants par adulte, et celui de la proportion des 40 à 60-64 ans ont été limités à 2 et 3 respectivement. Ces valeurs sont comprises dans un intervalle d'un écart-type autour de la valeur du coefficient estimé librement.

Les effets de court terme comprennent l'accélération sur deux trimestres de la part de la population

âgée de 25 à 40 ans et celle du taux de chômage. Il est à noter que ces variables sont également incluses dans la dynamique de court terme de l'équation des crédits à l'habitat, mais en prenant en compte leur variation plutôt que leur accélération.

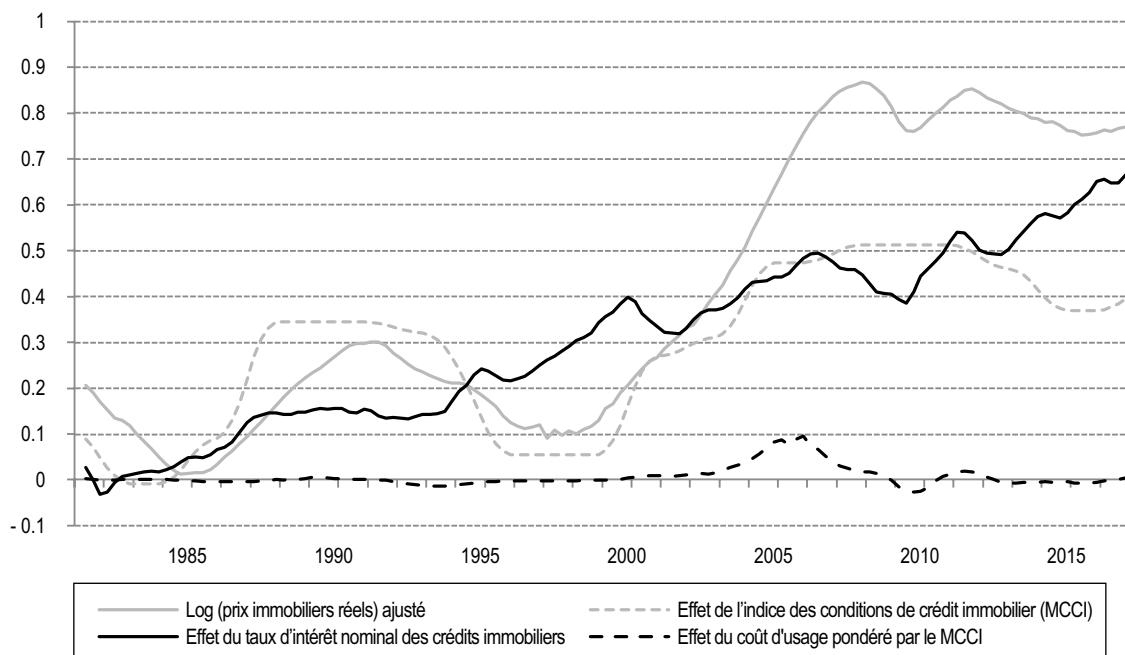
Dans la mesure où la persistance de l'appréciation des prix immobiliers est déjà intégrée dans le coût d'usage, la dynamique des prix immobiliers de court terme est prise en compte au moyen de l'accélération retardée du log du prix nominal de l'immobilier. La dynamique de court terme comprend également la variation annuelle des coûts de transaction, dont le niveau n'est pas significatif, et quelques variables muettes. Celles-ci représentent les trois trimestres suivant la faillite de Lehman Brothers.

La figure IV-A montre que la combinaison de la baisse des taux d'intérêt nominaux et de la libéralisation des conditions du crédit explique en grande partie la tendance à la hausse des prix immobiliers réels depuis 1985, tandis que les restrictions du crédit expliquent l'essentiel des baisses entre 1990 et 1996 et après 2010. L'évolution démographique, sous la forme de la baisse du nombre d'enfants par adulte, et l'augmentation de l'offre de logement par rapport au revenu et à la population, expliquent la baisse des prix immobiliers réels au début des années 1980, malgré la baisse des taux d'intérêt (figure IV-B). L'évolution

démographique explique également pour moitié la hausse après 1995, lorsque la part croissante des adultes dans la classe d'âge précédant la retraite a fait plus que compenser la baisse continue mais modérée du nombre d'enfants par adulte.

Si l'on exclut le terme *MCCI* de l'équation des prix du logement, on observe un effondrement de la vitesse d'ajustement, de 0.12 à 0.026, une forte dégradation de l'ajustement de l'équation et de l'autocorrélation des résidus. Sans les restrictions, un grand nombre des effets de long terme estimés seraient absurdes. Pour permettre de définir une solution de long terme raisonnable, les coefficients essentiels sont calibrés comme indiqué dans le tableau et les facteurs démographiques incluent aussi la proportion d'adultes âgés de 25 à 44 ans. Les résultats sont cohérents avec ceux des études recensées dans le complément en ligne C1 excluant les conditions de crédit, ce qui montre la fragilité extrême des paramètres estimés, et aboutit dans un grand nombre de cas à des élasticités estimées dont l'ordre de grandeur est très éloigné de la vraisemblance économique. Même en calibrant les données démographiques et l'impact des taux d'intérêt, le coefficient librement estimé sur le log revenu / stock de logement grimperait d'une valeur de 2 à un niveau absurde de 12 (ce qui correspondrait à une très faible élasticité de la demande au prix), tandis que la vitesse d'ajustement baisserait encore.

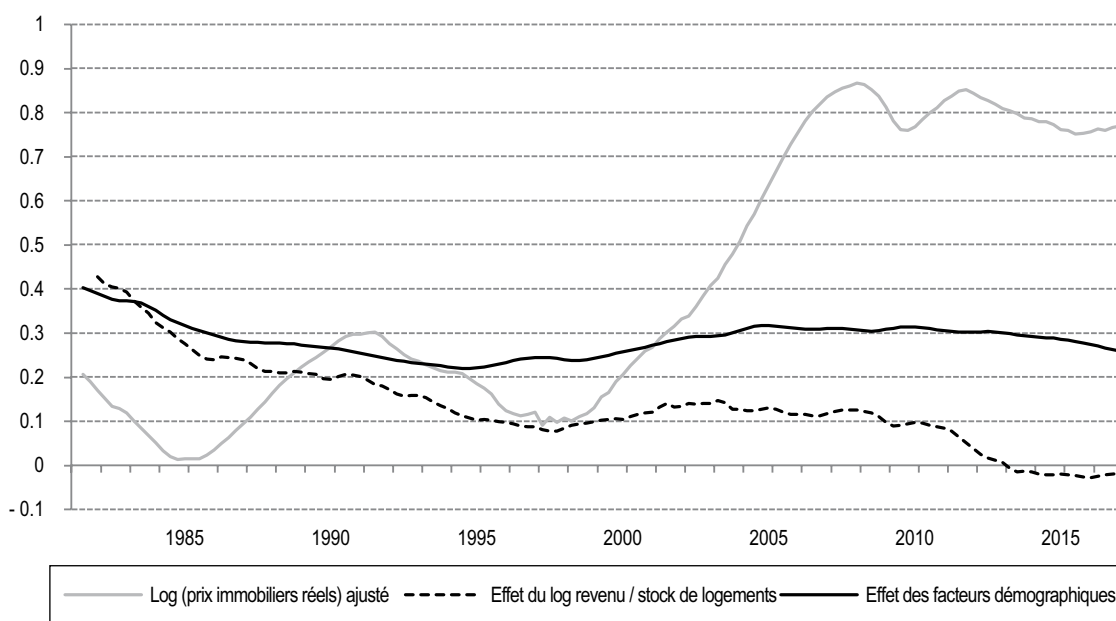
Figure IV-A  
Effets à long terme sur le logarithme des prix immobiliers réels en France



Source : Banque de France ; Insee ; OCDE ; calculs des auteurs.



Figure IV-B  
Effets à long terme sur le logarithme des prix immobiliers réels en France



Source : Banque de France ; Insee ; OCDE ; calculs des auteurs.

### Encours de crédit à l'habitat

Miles (1992) et Brueckner (1994) étudient les décisions d'emprunt et d'épargne pour un investissement immobilier ou financier ainsi que les conséquences de l'assouplissement du rationnement du crédit sur l'encours de crédits à l'habitat. Toutefois, il y a peu de travaux d'économétrie systématiques sur l'endettement des ménages, comme le montrent les revues de la littérature de Fernandez-Corugedo et Muellbauer (2006) et Meen (1990). En France, comme dans la plupart des économies développées, les crédits à l'habitat représentent la majeure partie (de 70 à 80 %) de l'endettement total des ménages.

Considérant la longue durée des crédits à l'habitat, l'encours de crédits correspondant s'ajuste assez lentement aux facteurs de long terme, avec une vitesse d'ajustement trimestrielle de 0.077 ( $t = 15.8$ ) (tableau A2-2). Cette estimation n'est pas très éloignée de celles autour de 0.065 pour le Royaume-Uni de Fernandez-Corugedo et Muellbauer (2006). Dans la solution de long terme de l'équation de l'encours de crédit à l'habitat, le log des taux d'intérêt nominaux des crédits immobiliers présente un coefficient très important de - 0.46 ( $t = - 16.6$ ). Cet effet très fort est cohérent avec l'utilisation par les banques du ratio du service de la dette comme principal critère de prêt (complément en ligne C4). Dans le cas extrême où chaque emprunteur se situerait au niveau d'emprunt maximum permis par le plafond du

service de la dette, le coefficient du taux d'intérêt nominal serait de - 1. Ni le taux d'intérêt réel ni une mesure du coût d'usage du logement ne s'avèrent significatifs, même si le coût d'usage a une influence indirecte par le biais de son impact sur les prix immobiliers. Sans surprise, les conditions du crédit immobilier ont un effet très important, avec un coefficient de 0.59. L'effet du ratio des prix immobiliers sur le revenu varie fortement avec les conditions du crédit immobilier, mettant en évidence un effet d'interaction très significatif.

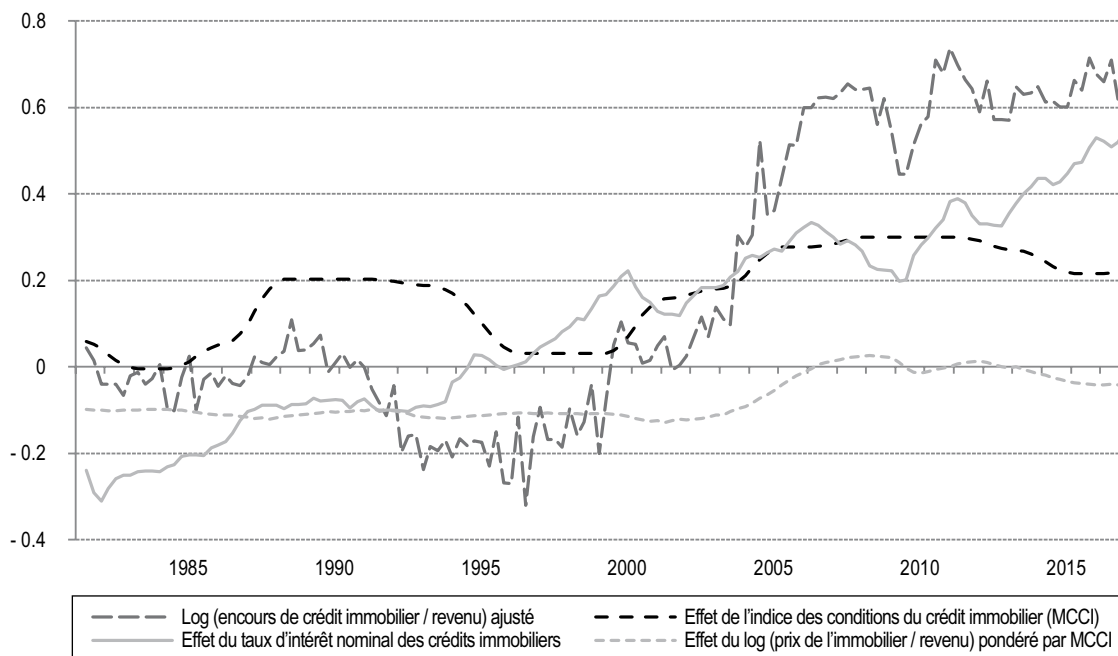
Aucune influence du patrimoine financier liquide ou illiquide ni du revenu permanent sur l'encours de crédits à l'habitat n'a pu être détectée, et une élasticité au revenu de un est acceptée par les données. Les coûts de transactions immobilières ont un effet négatif clair sur l'endettement. L'évolution démographique a un impact important, comme le suggèrent les données internationales récentes sur les taux d'investissement immobilier de Monnet et Wolf (2016) interprétées comme une mesure de la demande de logement. Le nombre d'enfants par adulte et le nombre d'adultes dans la classe d'âge précédant la retraite (comme défini ci-dessus) ont tous deux un impact direct positif fort, qui s'ajoute à leur rôle indirect *via* les prix immobiliers. Cet impact direct est calibré à 1.5 fois l'impact dans l'équation du prix du logement, ce qui est une restriction acceptable et inférieure à la valeur librement estimée. Dans la dynamique de court terme, la variation (mais non le niveau) de la part de la classe d'âge de 25 à



44 ans a un effet positif très significatif ( $t = 12.4$ ). La dynamique de court terme comprend un effet négatif de la variation du taux de chômage sur les deux trimestres précédents ( $t = - 3.2$ ).

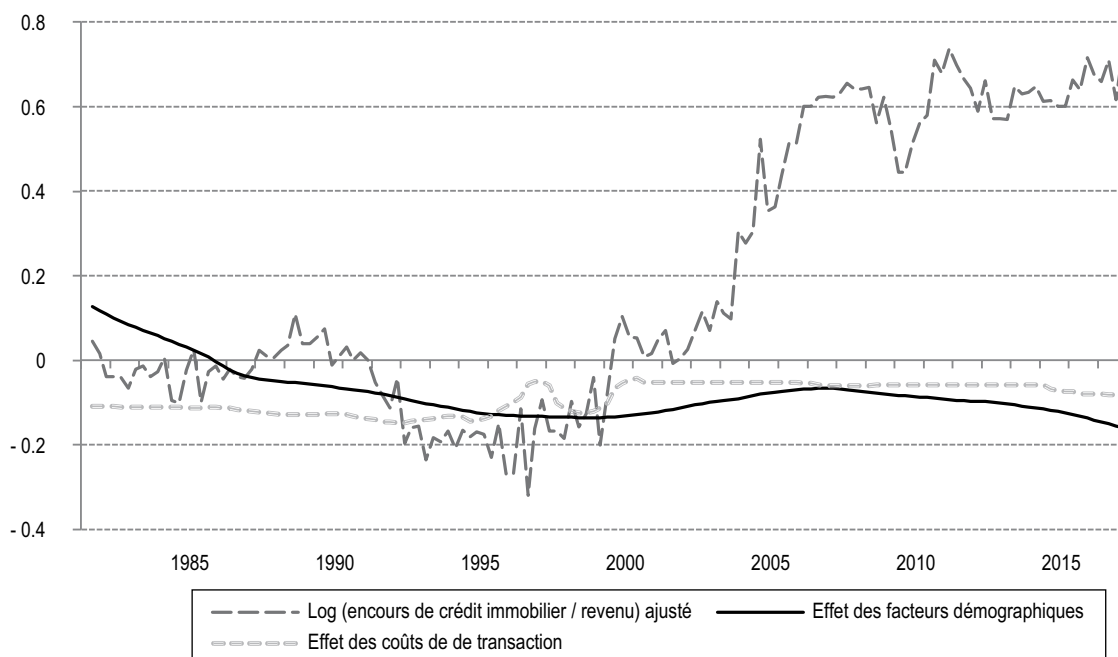
Les figures V-A et V-B, qui donnent les contributions à la solution de long terme, montrent que l'assouplissement des conditions du crédit immobilier, la baisse des taux nominaux des

Figure V-A  
Effets à long terme sur le logarithme encours de crédit immobilier / revenu en France



Note : étant donné la faible vitesse d'ajustement, la variable dépendante de cette figure est  $\ln(debt_{t-1}/income_{t-1}) + \Delta \ln debt_t / \pi$  où  $\pi$  est la vitesse d'ajustement. Sans le second terme, la représentation montrerait un fort retard entre les facteurs de long terme et la variable dépendante.  
Source : Banque de France ; Insee ; calculs des auteurs.

Figure V-B  
Effets à long terme sur le logarithme encours de crédit immobilier / revenu en France



Note : étant donné la faible vitesse d'ajustement, la variable dépendante de cette figure est  $\ln(debt_{t-1}/income_{t-1}) + \Delta \ln debt_t / \pi$  où  $\pi$  est la vitesse d'ajustement. Sans le second terme, la représentation montrerait un fort retard entre les facteurs de long terme et la variable dépendante.  
Source : Banque de France ; Insee ; calculs des auteurs.

crédits immobiliers, l'interaction de la libéralisation du crédit avec le ratio des prix immobiliers sur le revenu et les facteurs démographiques sont essentiels pour comprendre l'essor du ratio de l'encours de crédits immobiliers au revenu. On observe une influence positive modeste de la baisse des coûts de transaction (figure V-B) et un effet notable de l'évolution démographique, en particulier lié à la baisse du nombre d'enfants par adulte, compensé en partie par l'augmentation de la proportion d'adultes dans la classe d'âge précédant la retraite.

Si l'on omet l'indice des conditions du crédit immobilier de l'équation de l'encours de crédits correspondant, la vitesse d'ajustement baisse, mais de manière modeste uniquement, tandis que l'écart-type de l'équation augmente. L'équation devient dominée par le ratio des prix immobiliers sur le revenu, qui constitue clairement une approximation des conditions de crédit omises, même si le log du taux nominal des crédits immobiliers reste très significatif.

\* \*  
\*

Les fonctions de consommation des modèles économétriques (non DSGE) actuels utilisés par les banques centrales réduisent l'impact du portefeuille de ménages à celui du seul patrimoine net et négligent les changements des conditions de crédit. Seule une petite partie des interactions entre les secteurs des ménages et de la finance est ainsi jugée pertinente. Les résultats empiriques du présent article, obtenus avec les données statistiques trimestrielles de la France entre 1981 et 2016, contredisent fortement ces hypothèses simplificatrices.

La consommation et le patrimoine des ménages réagissent à des facteurs communs (changements des conditions de crédit, des taux d'intérêt, des anticipations de revenus ou encore des facteurs démographiques), qui doivent être identifiés pour isoler correctement, en creux, les effets de richesse et mettre en lumière toutes les répercussions directes et indirectes de la politique monétaire sur la consommation. Pour distinguer les facteurs communs déterminant la consommation et la composition du patrimoine des ménages de simples relations causales, il est nécessaire de modéliser les principales composantes du patrimoine des ménages, en particulier les prix immobiliers, qui dérivent de la demande immobilière pour un stock de logements donné. Le modèle

développé ici comprend par conséquent des équations pour évaluer la consommation, les prix immobiliers, l'endettement immobilier, le crédit à la consommation, les actifs liquides et le revenu permanent. Les variables de contrôle couvrent aussi les conditions de crédit applicables aux crédits immobiliers comme non immobiliers, estimées comme des variables latentes communes à plusieurs équations, les taux d'intérêt, les anticipations de revenu ainsi que les facteurs démographiques.

Les modèles macroéconométriques estimés jusqu'ici, qui excluent les deux indicateurs de conditions de crédit, donnent des explications peu satisfaisantes des évolutions de la consommation, des prix immobiliers et du crédit à la consommation. L'interprétation de ces deux variables latentes comme des indicateurs de disponibilité du crédit est cohérente avec de nombreux éléments. La libéralisation financière a assoupli les conditions du crédit immobilier en France à partir de 1984. Par la suite, les variations de ces conditions de crédit présentent une corrélation négative forte avec celles des créances douteuses des banques. Le revenu permanent influe fortement sur la consommation mais, du fait que le revenu de chaque ménage suit une évolution incertaine, idiosyncratique et non assurable, le revenu courant joue aussi un rôle. En France, la propension marginale à consommer le patrimoine financier est comparable à celle observée aux États-Unis, au Royaume-Uni et en Allemagne, avec une propension marginale à consommer les actifs liquides nets de l'endettement très supérieure à celle des actifs financiers illiquides. Toutefois, comme en Allemagne, l'impact du patrimoine immobilier ou des garanties immobilières est globalement très inférieur à celui estimé aux États-Unis ou au Royaume-Uni, en raison de l'absence d'hypothèque rechargeable (« *home equity withdrawal* »). La BCE (2009) souligne ce phénomène comme un facteur majeur expliquant le haut niveau d'hétérogénéité entre les pays en termes de patrimoine immobilier ou d'effets des garanties immobilières sur la consommation. Arrondel *et al.* (2014) corroborent ces résultats, en mettant en évidence un faible effet de richesse immobilière chez les propriétaires français à partir de données microéconomiques. De plus, les estimations présentées ici suggèrent un effet négatif de la hausse des prix immobiliers sur la consommation globale. Ce résultat peut être interprété de la manière suivante : compte tenu des réglementations financières relativement strictes en France, une hausse des prix immobiliers par rapport au revenu oblige les ménages plus jeunes à épargner

davantage s'ils envisagent d'accéder à la propriété, tandis que les autres locataires anticipent une hausse des loyers et épargnent davantage pour y faire face.

Lors de l'envolée des prix immobiliers en France entre 1996 et 2008, le léger effet de richesse positif sur la consommation et l'impact de l'assouplissement des conditions du crédit immobilier ont ainsi été compensés par l'impact négatif de la hausse des prix du logement et de l'endettement. La France est donc très différente des économies anglo-saxonnes où les crédits à la consommation garantis par un bien immobilier et les crédits hypothécaires rechargeables (« *home equity loans* ») génèrent un fort impact du patrimoine immobilier sur la consommation. En conséquence, et en dépit de la hausse des prix immobiliers, la France n'a pas connu d'envolée de la consommation à l'anglo-saxonne, où l'effet de l'accélérateur financier par le biais des crédits garantis par un bien immobilier s'est avéré puissant et déstabilisant. Un autre élément caractéristique du boom des prix immobiliers aux États-Unis était une surévaluation des prix du logement liée à des anticipations extrapolatives, probablement accrue par les niveaux

élevés d'effet de levier. Les données empiriques montrent que la surévaluation des prix immobiliers liée à des anticipations extrapolatives est restée relativement limitée en France, ce qui est cohérent avec la relative rigueur de la réglementation qui limite l'endettement des ménages français. Cela suggère que ce facteur constitue un risque réduit pour la stabilité financière.

Les prix immobiliers dépendent des taux d'intérêt et bien sûr, du revenu et de l'offre de logement. De plus, la consommation comme les revenus des ménages réagissent tous deux aux taux d'intérêt, ce qui signifie que les taux d'intérêt et les revenus sont des sources potentielles de fragilité pour les marchés de l'immobilier résidentiel et des crédits immobiliers en France. Toutefois, la transmission monétaire par les actifs financiers illiquides est beaucoup plus limitée, vraisemblablement car les montants détenus sont plus faibles en France qu'aux États-Unis ou au Royaume-Uni. Ces conclusions suggèrent que cette modélisation du secteur immobilier, intégrée à un modèle économétrique plus large permettant de simuler différents scénarios, est utile pour étudier différentes questions de politique monétaire, y compris la stabilité financière. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Adda, J. & Cooper R. (2000).** Balladurette and Juppette: A Discrete Analysis of Scrapping Subsidies. *Journal of Political Economy*, 108(4), 778–806.  
<https://doi.org/10.1086/316096>
- Aron, J. & Muellbauer J. (2013).** Wealth, Credit Conditions and Consumption: Evidence from South Africa. *Review of Income and Wealth*, 59(S1), 161–196.  
<https://doi.org/10.1111/roiw.12033>
- Aron, J., Duca J., Muellbauer, J., Murata, K. & Murphy, A. (2012).** Credit, Housing Collateral and Consumption: Evidence from Japan, the U.K. and the U.S. *Review of Income and Wealth*, 58(3), 397–423.  
<https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.2011.00466.x>
- Arrondel, L., Bartiloro, L., Fessler P., Lindner, P., Mathä, T. Y., Rampazzi, C., Savignac, F., Schmidt, T., Schürz, M. & Vermeulen, P. (2016).** How Do Households Allocate Their Assets? Stylized Facts from the Eurosystem Household Finance and Consumption Survey. *International Journal of Central Banking*, 12(2), 129–220.  
<https://www.ijcb.org/journal/ijcb16q2a4.pdf>
- Arrondel, L., Lamarche, P. & Savignac, F. (2014).** Consommation et patrimoine des ménages : au-delà du débat macroéconomique. *Économie et statistique*, 472-473, 21–48.  
<https://doi.org/10.3406/estat.2014.10487>
- Avouyi-Dovi, S., Borgy, V., Pfister, C., Scharnagl, M. & Sedillot, F. (2014).** Households' Portfolio Choices: A comparison between France and Germany (1978-2009). In: Winkler, B., Van Riet, A. et Bull, P. (Eds.) *A Flow of Funds Perspective on the Financial Crisis*. London: Palgrave MacMillan.  
<https://doi.org/10.1057/9781137352989>
- Bernard, J.-B. & Berthet, L. (2015).** French Households Financial Wealth: Which Changes in 20 Years? *Insee working paper* N° G2015-18.  
<https://www.insee.fr/en/statistiques/1304139>
- Beyer, A., Coeuré, B. & Mendicino, C. (2017).** Foreword – The Crisis, Ten Years After: Lessons Learnt for Monetary and Financial Research. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 494-495-496, 45–64.  
<https://doi.org/10.24187/ecostat.2017.494t.1918>
- Blanchard, O. (2018).** On the Future of Macroeconomic Models. *Oxford Review of Economic Policy*, 34(1-2), 43–54.  
<https://doi.org/10.1093/oxrep/grx045>
- Bontemps, C. & Mizon, G. E. (2008).** Encompassing: Concepts and Implementation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(1), 721–775.  
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00528.x>
- Brueckner, J. K. (1994).** The Demand for Mortgage Debt, Some Basic Results. *Journal of Housing Economics*, 3(4), 251–262.  
<https://doi.org/10.1006/jhec.1994.1012>
- Buiter, W. H. (2010).** Housing wealth isn't wealth, Economics - The Open-Access, Open-Assessment E-Journal. *Kiel Institute for the World Economy*, 4(22), 1–29.  
<http://dx.doi.org/10.5018/economics-ejournal.ja.2010-22>
- Cameron, G., Muellbauer J. & Murphy A. (2006).** Was There A British House Price Bubble? Evidence from a Regional Panel. *CEPR discussion paper* N° 5619.  
<https://econpapers.repec.org/RePEc:cpr:ceprdp:5619>
- Campbell, J. Y. (1987).** Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis. *Econometrica*, 55(6), 1249–1273.  
<https://doi.org/10.2307/1913556>
- Carroll, C. D. (1992).** The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence. *Brookings Papers on Economic Activity*, 23(2), 61–135.  
<https://www.jstor.org/stable/pdf/2534582.pdf?refreqid=excelsior%3A98b10439495b153775671dbb871b4ca>
- Carroll, C. D. (2000).** Requiem for the Representative Consumer? Aggregate Implications of Microeconomic Consumption Behavior, *American Economic Review Papers and Proceedings*, 90(2), 110–115.  
<http://dx.doi.org/10.1257/aer.90.2.110>
- Carroll, C.D. (2001).** A Theory of the Consumption Function with and without Liquidity Constraints, *The Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 23–45.  
<https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/jep.15.3.23>

- Carroll, C. D. (2014).** Representing Consumption and Saving without a Representative Consumer. In: D. W. Jorgenson, J. S. Landefeld, and P. Schreyer (Eds). *Measuring Economic Sustainability and Progress*, pp. 115–134. University of Chicago Press: National Bureau of Economic Research  
<http://www.nber.org/chapters/c12830>
- Cerutti, E., Dagher, J. & Dell’Ariccia. G. (2017).** Housing Finance and Real Estate Booms: A Cross-Country Perspective. *Journal of Housing Finance*, 38, 1–13.  
<https://doi.org/10.1016/j.jhe.2017.02.001>
- Clark, R., Lusardi, A. & Mitchell, O. S. (2017).** Employee Financial Literacy and Retirement Plan Behavior: A Case Study. *Economic Inquiry*, 55(1), 248–259.  
<http://dx.doi.org/10.1111/ecin.12389>
- Chauvin, V. & Damette, O. (2011).** Effets de richesse: le cas français. *Économie et Statistique*, 438-439-440, 111–140.  
<https://doi.org/10.3406/estat.2010.9595>
- Deaton, A. (1991).** Saving and Liquidity Constraints. *Econometrica*, 59(5), 1221–1248.  
<https://www.jstor.org/stable/pdf/2938366.pdf?refreqid=excelsior%3Ab2433935d363f4f1c41072569241c6d1>
- Deaton, A., (1992).** *Understanding Consumption*. Oxford: Oxford University Press.  
<https://doi.org/10.1002/jae.3950090109>
- Duca, J., Muellbauer, J., & Murphy, A. (2011).** House Prices and Credit Constraints: Making Sense of the US Experience. *The Economic Journal*, 121(552), 533–551.  
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2011.02424.x>
- Duca, J., & Muellbauer, J. (2013).** Tobin LIVES: Integrating Evolving Credit Market Architecture into Flow of Funds Based Macro-Models. In: B. Winkler, A. van Riet and P. Bull (Eds.), *A flow-of-funds perspective on the financial crisis*, Vol. 2. London: Palgrave-Macmillan. Also ECB Working Paper N° 1581, August 2013.  
<http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1581.pdf>
- Duca, J., Muellbauer, J., & Murphy, A. (2016).** How Mortgage Finance Reform Could Affect Housing. *American Economic Review*, 106(5), 620–624.  
<https://doi.org/10.1257/aer.p20161083>
- ECB (2009).** Housing Wealth and Private Consumption in the Euro Area. *Monthly bulletin*, January 2009 59–71.  
[https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/mb200901\\_pp59-71en.pdf?575d70264f5fb10af91292ae92c6ff25](https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/mb200901_pp59-71en.pdf?575d70264f5fb10af91292ae92c6ff25)
- Fernandez-Corugedo, E. & Muellbauer J. (2006).** Consumer Credit Conditions in the U.K. *Bank of England working paper* N° 314.  
<http://www.bankofengland.co.uk/research/Documents/workingpapers/2006/WP314.pdf>
- Fesseau, M., Bellamy, V. & Raynaud, E. (2009).** Les inégalités entre ménages dans les comptes nationaux, *Insee Première* N° 1265.  
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1280709>
- Friggit, J. (2010).** Le prix des logements sur le long terme. *Rapport du Conseil général de l’Environnement et du Développement durable*.  
[http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/IMG/pdf/evolution-prix-immobilier-friggit\\_cle0c611b.pdf](http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/IMG/pdf/evolution-prix-immobilier-friggit_cle0c611b.pdf)
- Geiger, F., Muellbauer, J. & Rupprecht, M. (2016).** The Housing Market, Household Portfolios and the German Consumer. *ECB working paper* N° 1904.  
<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1904.en.pdf>
- Gouriéroux, C. & Laferrère, A. (2009).** Managing Hedonic Housing Price Indexes: The French Experience. *Journal of Housing Economics*, 18(3), 206–213.  
<https://doi.org/10.1016/j.jhe.2009.07.012>
- Hall, R. E. (1978).** Stochastic Implications of the Life Cycle-permanent Income Hypothesis, Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6), 971–87.  
<https://doi.org/10.1086/260724>
- Hedlund, A., Karahan, F., Mitman, K. & Ozkan, S. (2017).** Monetary Policy, Heterogeneity, and the Housing Channel. *Society for economics dynamics meeting paper* N° 1610.  
[https://economicdynamics.org/meetpapers/2017/paper\\_1610.pdf](https://economicdynamics.org/meetpapers/2017/paper_1610.pdf)
- Hendry, D. F. & Muellbauer, J. (2018).** The Future of Macroeconomics: Macro Theory and Models at the Bank of England. *Oxford Review of Economic Policy*, 34(1-2), 287–328.  
<https://doi.org/10.1093/oxrep/grx055>
- Mian, A. and Sufi, A. (2018).** Finance and Business Cycles: the Credit-Driven Household Demand Channel. *Journal of Economic Perspectives*, 32(3), 31–58.  
<https://doi.org/10.1257/jep.32.3.31>

- Jordà, O., Schularick, M. & Taylor, A.M. (2016).** The Great Mortgaging: Housing Finance, Crises and Business Cycles. *Economic Policy*, 31(85), 107–152. <https://doi.org/10.1093/epolic/eiv017>
- Kaplan, G., Violante, G. & Weidner, J. (2014).** The Wealthy Hand-to-Mouth. *Brookings Papers on Economic Activity Spring*, 45(1), 77–144. [https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2016/07/2014a\\_Kaplan.pdf](https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2016/07/2014a_Kaplan.pdf)
- Kaplan, G., Moll, B. & Violante, G. (2018).** Monetary Policy According to HANK. *American Economic Review*, 108(3), 697–743. <https://doi.org/10.1257/aer.20160042>
- Kaplan, G. & Violante, G. (2018).** Microeconomic Heterogeneity and Macroeconomic Shocks. *Journal of Economic Perspectives* (forthcoming).
- La Cava, G., Hughson, H. & Kaplan, G. (2016).** The Household Cash Flow Channel of Monetary. Reserve Bank of Australia, *Policy Research Discussion Paper*. <https://www.rba.gov.au/publications/bulletin/2016/sep/3.html>
- Meen, G. P. (1990).** The Measurement of Rationing and the Treatment of Structural Change in the UK Mortgage Market. *Journal of Applied Econometrics*, 5(2), 167–187. <https://doi.org/10.1002/jae.3950050205>
- Meen, G. P. (2001).** *Modelling Spatial Housing Markets*. New York: Springer US. <https://doi.org/10.1007/978-1-4615-1673-6>
- Mian, A., Sufi, A. & Verner, E. (2017).** Household Debt and Business Cycles Worldwide. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4), 1755–1817. <https://doi.org/10.1093/qje/qjx017>
- Mian, A. & Sufi, A. (2014).** *House of Debt: How They (and You) Caused the Great Recession, and How We Can Prevent It from Happening Again*. Chicago: University of Chicago Press.
- Miles, D. (1992).** Housing Markets, Consumption and Financial Liberalization in the Major Economies. *European Economic Review*, 36(5), 1093–1136. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(92\)90048-2](https://doi.org/10.1016/0014-2921(92)90048-2)
- Monnet, E. & Wolf, C. (2016).** Demographic Cycle, Migration and Housing Investment: a Causal Examination. Banque de France, *Document de travail* N° 591. [https://www.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/document-de-travail\\_591\\_2016.pdf](https://www.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/document-de-travail_591_2016.pdf)
- Muellbauer, J. (2007).** Housing, Credit and Consumer Expenditure. in *Housing, Housing Finance, and Monetary Policy. A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, 30 August 30- September 1, 2007*, 267–334. Annual series: Federal Reserve Bank of Kansas City. [https://www.kansascityfed.org/publicat/sympos/2007/PDF/Muellbauer\\_0415.pdf](https://www.kansascityfed.org/publicat/sympos/2007/PDF/Muellbauer_0415.pdf)
- Muellbauer, J., St. Amant P. & Williams, D. (2015).** Credit Conditions and Consumption, House Prices and Debt: What Makes Canada Different? Bank of Canada, *Staff Working Paper* 2015-40. <http://publications.gc.ca/pub?id=9.806007&sl=0>
- Muellbauer, J. & Lattimore, R. (1995).** The Consumption Function: a Theoretical and Empirical Overview. In: Pesaran, M. H. & Wickens, M. (Eds.) *Handbook of applied econometrics: macroeconomics*, pp. 221–311. Oxford: Blackwell. <https://doi.org/10.1111/b.9780631215585.1999.x>
- Poterba, J. (2000).** Stock Market Wealth and Consumption. *Journal of Economic Perspectives*, 14(2), 99–118. <https://doi.org/10.1257/jep.14.2.99>
- Wilhelm, F. (2005).** L'évolution actuelle du crédit à l'habitat en France est-elle soutenable ? *Bulletin de la Banque de France*, août 2005. [https://www.banque-france.fr/fileadmin/user\\_upload/banque\\_de\\_france/archipel/publications/bdf\\_bm/etudes\\_bdf\\_bm/bdf\\_bm\\_140\\_etu\\_2.pdf](https://www.banque-france.fr/fileadmin/user_upload/banque_de_france/archipel/publications/bdf_bm/etudes_bdf_bm/bdf_bm_140_etu_2.pdf)

## ANNEXE 1

## DONNÉES, DÉFINITIONS ET SOURCES

**c** : désigne la consommation par tête définie comme la consommation totale hors services financiers, à prix constants et déflatée par la population (source : comptabilité nationale, Insee – Institut National de la Statistique et des Études Économiques).

**y** : désigne le revenu par tête comme moyenne géométrique du revenu disponible des ménages et du revenu disponible hors revenus de la propriété (source : comptabilité nationale, Insee).

**LA** : désigne les actifs liquides, qui recouvrent les espèces (pièces et billets), les dépôts sur compte courant, les comptes épargne liquides, les titres de créance à court terme et les fonds de placement à court terme (source : comptes nationaux financiers, Banque de France)<sup>17</sup>.

**NLA** : désigne les actifs liquides nets de l'endettement (source : comptes nationaux financiers, Banque de France).

**IFA** : désigne les actifs financiers illiquides, qui recouvrent tous les actifs financiers à l'exception des actifs liquides tels que définis ci-dessus (source : comptes nationaux financiers, Banque de France).

**HA** : désigne les actifs immobiliers bruts, publiés dans les statistiques annuelles depuis 1978. Ils comprennent les logements et les terrains en construction (sources : comptabilité nationale, Insee).

**mdebt** : désigne les crédits à l'habitat destinés aux ménages (source : Banque de France). Une série sur une longue période a été constituée par Wilhelm (2005). Les crédits hypothécaires au sens juridique strict constituent une minorité des crédits immobiliers en France et ne font pas l'objet de statistiques publiées fréquemment. De fait, la plupart des crédits immobiliers sont garantis par un organisme spécialisé qui mutualise les risques sur les revenus (62 % des nouveaux crédits en 2011 selon l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution – ACPR –, autorité française de régulation des banques et compagnies d'assurance). De ce fait, la plupart des crédits ne sont pas garantis par des biens immobiliers, mais par les revenus des ménages emprunteurs. Toutefois, lorsqu'un crédit immobilier n'est pas remboursé, un ménage peut se trouver obligé de vendre sa maison. De ce fait, l'impact sur le marché immobilier peut ne pas être très différent de celui d'un crédit hypothécaire.

**cdebt** : désigne le crédit à la consommation, qui recouvre toutes les formes de découvert de carte de crédit, de prêts personnels, de découverts et de crédits destinés à l'achat de biens durables autres que des biens immobiliers (source : Banque de France).

**hp** et **rhp** : désignent respectivement les prix immobiliers et les prix immobiliers réels (source : OCDE) : il existe un indice des prix immobiliers officiel pour toute la France, corrigé des effets de qualité et constitué d'après les données de notaires, depuis 1996 uniquement (Gouriéroux & Laferrère, 2009). Auparavant, le seul indice officiel existant était un indice parisien publié par l'Insee depuis 1980. L'OCDE publie un indice basé sur un indice annuel élaboré par Friggitt (2010) sur la base des informations de vente répétées. Avant 1997, les variations du log des prix immobiliers annuels réels à  $t - 1$  sont remplacées par leurs valeurs ajustées par régression de la croissance sur les crédits à l'habitat, l'inflation et le revenu et les données retardées de quatre trimestres de la variation annuelle du log des prix immobiliers réels.

**rdepr** : désigne le rendement des actifs liquides mesuré par une moyenne pondérée du taux d'intérêt réel sur les comptes épargne réglementés (source : Banque de France), d'un taux nul pour les dépôts non générateurs d'intérêt (ce qui est la règle en France) et le taux d'intérêt après impôt sur les fonds communs de placements du marché monétaire (lesquels ont été développés plus tôt en France

que dans la plupart des autres pays européens en raison d'avantages fiscaux) (source : Bernard & Berthet, 2015).

**ncr** et **rcr** : désignent les taux d'intérêt nominal et réel sur les crédits à la consommation. Les taux d'intérêt sur les crédits à la consommation sont constitués par la moyenne à pondération égale des taux sur les découverts et des prêts à la consommation proprement dit mesurés par une enquête sur les taux d'intérêt des institutions financières monétaires (MIR) harmonisée au niveau de la zone euro depuis 2003 (source : Banque de France). Avant cette date, ils ont été rétropolés à partir de la moyenne des taux minimum et maximum.

**nmr** : désigne le taux d'intérêt nominal des crédits à l'habitat ajusté le cas échéant de l'allègement fiscal sur les intérêts versés au titre de crédits pour la résidence principale. Les taux d'intérêt sur les crédits immobiliers recouvrent ceux des nouveaux prêts accordés par les banques à un taux fixe, selon l'enquête sur le coût du crédit (source : Banque de France). Avant 1980, ils ont été rétropolés à partir de la moyenne des taux minimum et maximum. Les données sur les allègements fiscaux sont tirées de la comptabilité nationale du secteur immobilier (source : ministère du Logement).

**user** : désigne le coût d'usage, défini comme le taux d'intérêt réel des crédits à l'habitat après impôt moins la plus-value réelle anticipée, plus des coûts de transaction annualisés estimés à 4.5 %<sup>18</sup> de la valeur et une prime de risque variable dans le temps. La prime de risque variable dans le temps est définie par la volatilité des variations annuelles des prix immobiliers réels sur les quatre dernières années, avec une pondération dégressive avec l'éloignement dans le temps :  $(ad4lrhp + 0.7 * ad4lrhp(-4) + (0.7^{**2}) * ad4lrhp(-8) + (0.7^{**3}) * ad4lrhp(-12)) / (1 + 0.7 + (0.7^{**2}) + (0.7^{**3}))$ , où  $ad4lrhp$  désigne la valeur absolue de la variation annuelle du log prix immobiliers réels.

**demog** : désigne les facteurs démographiques, représentés par des statistiques annuelles publiées à chaque 1<sup>er</sup> janvier (source : Insee). Ces données ont été complétées par interpolation et retardées en tant que besoin. Dans le modèle du revenu permanent, la démographie joue sur la proportion de la population en âge de travailler de chaque classe d'âge, mesurée comme une moyenne sur 8 trimestres glissants, par rapport à la population totale.

**h** : désigne le stock de logements, reconstitué de manière récursive, selon le principe de l'inventaire permanent, à partir des données de stock de logements à prix courants (sources : comptabilité nationale, Insee). Le niveau est déterminé d'après la valeur du stock en 2010. La formation brute de capital fixe désigne la FBCF immobilière en volume et le taux de dépréciation est celui utilisé dans la comptabilité nationale.

**θ** : désigne l'incertitude du revenu, estimée par la variation du taux de chômage sur quatre trimestres dans l'équation de la consommation, et par les variations sur deux trimestres dans les autres équations.

**trans** : désigne les coûts de transaction d'après « valeur-immobilier-France » (source : ministère du Logement).

L'impact des primes à la casse est calculé d'après Adda et Cooper (2000) pour la première période, et extrapolé à partir de la relation aux immatriculations de véhicules pour la seconde période.

17. Comme la consommation et le revenu, tous les éléments de patrimoine sont déflatés par le déflateur de la consommation et la population.

18. Pour une transaction donnée, les coûts réels, y compris les coûts de déménagement, sont bien plus élevés. La distribution de la valeur actualisée sur quelques années de propriété peut vraisemblablement être de l'ordre de 4.5 %. Ce chiffre est cohérent avec les faibles niveaux de mobilité en France.

## ESTIMATIONS DES ÉQUATIONS DE PRIX DU LOGEMENT ET D'ENCOURS DE CRÉDITS À L'HABITAT

Tableau A2-1  
**Estimation d'une solution à long terme de l'équation des prix immobiliers en France**

Variable dépendante = $D \ln hp_t$	Symbole	1981 T2 - 2016 T4		1981 T2 - 2008 T3		1981 T2 - 2016 T4 Hors <i>MCCI</i> <sup>(a)</sup>	
		Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio
Vitesse d'ajustement		0.123***	12.6	0.126***	10.3	0.026***	10.8
<i>Coefficients à long terme</i>							
Constante	$h_0$	- 5.95***	- 51.8	- 14.0***	- 38.9	- 8.8***	- 25.9
Indice des conditions de crédit immobilier : <i>MCCI</i>	$h_{0c}$	1	fix	1	fix	0	fix
Log taux nominal sur les crédits immobiliers	$h_1$	- 0.38***	- 12.4	- 0.39***	- 9.1	- 0.38	fix
Log coût d'usage* <i>MCCI</i>	$h_2$	- 0.07***	- 2.8	- 0.14*	- 1.8	- 0.87*** <sup>(a)</sup>	- 8.4
Coefficient sur la prime de risque du coût d'usage	$h_{2a}$	0.63***	12.0	0.72***	10.2	0.96***	16.5
Log (revenu réel / stock de logement)	$h_3$	2	fix	2	fix	2	fixe
Revenu permanent / actuel	$h_4$	0.52***	3.8	0.41***	2.7	0.52	fixe
Nombre d'enfants par adulte	$h_{5a}$	2	fixe	2	fixe	3	fixe
Nombre d'adultes dans la classe d'âge précédant l'âge de la retraite/total adultes	$h_{5b}$	3	fixe	3	fixe	4	fixe
Nombre d'adultes 25-44 ans / total adultes	$h_{5c}$	0	fixe	0	fixe	2.2***	3.2
<i>Diagnostic</i>							
Écart-type de l'équation		0.00234		0.00235		0.00482	
DW		1.83		1.72		0.84	
R <sup>2</sup>		0.973		0.969		0.887	

(a) Sans interaction avec *MCCI*.

Note : significativité statistique aux niveaux de 10 %, 5 % ou 1 % notée respectivement \*, \*\*, ou \*\*\*. Estimation selon le maximum de vraisemblance d'un système à 6 équations avec le logiciel TSP (Time Series Processor) 5.1 Les écart-types des équations correspondent aux erreurs quadratiques moyennes (RMSE) des résidus.

Source : Banque de France ; Insee ; calculs des auteurs.

Tableau A2-2  
**Estimations de la solution à long terme de l'équation d'encours de crédits immobiliers hypothécaires**

Variable dépendante = $\Delta \ln mdebt_t$	Symbole	1981 T2 - 2016 T4		1981 T2 - 2008 T3		1981 T2 - 2016 T4 Hors <i>MCCI</i>	
		Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio
Vitesse d'ajustement	$\pi$	0.077***	15.8	0.088***	3.3	0.057***	10.8
<i>Coefficients à long terme de log (mdebt réel / y)</i>							
Constante	$m_0$	- 2.7***	- 27.9	- 2.9***	- 25.5	- 7.1***	- 4.7
Indice des conditions de crédit : <i>MCCI</i>	$m_{0c}$	0.59***	12.2	0.55***	10.5	0	-
Log taux nominal sur les crédits immobiliers	$m_1$	- 0.46***	- 16.6	- 0.38***	- 10.4	- 0.59***	- 12.3
Log (prix immobiliers / y)	$m_4$	0	-	0	-	0.97	14.9
<i>MCCI</i> x log (prix immobiliers / y)	$m_{4c}$	0.70***	5.6	0.86***	5.4	0	-
Effet composite des facteurs démographiques de l'équation des prix immobiliers	$m_5$	1.5	fix	1.5	fix	1.5	fix
Coûts de transaction	$m_9$	- 2.9***	- 4.2	- 3.9***	- 2.7	- 5.1***	- 4.4
<i>Diagnostic</i>							
Écart-type de l'équation		0.00322		0.00327		0.00374	
DW		2.10		2.21		1.77	
R <sup>2</sup>		0.902		0.906		0.870	

Note : significativité statistique aux niveaux de 10 %, 5 % ou 1 % notée respectivement \*, \*\*, ou \*\*\*. Estimation selon le maximum de vraisemblance d'un système à 6 équations avec le logiciel TSP (Time Series Processor) 5.1 Les écart-types des équations correspondent aux erreurs quadratiques moyennes (RMSE) des résidus.

Source : Banque de France ; Insee ; OCDE ; calculs des auteurs.