

Immobilier et politique monétaire

Eric Heyer, Xavier Timbeau

▶ **To cite this version:**

Eric Heyer, Xavier Timbeau. Immobilier et politique monétaire. Revue de l'OFCE, 2006, 1 (96), pp.115-151. 10.3917/reof.096.0115 . hal-01010123

HAL Id: hal-01010123

https://sciencespo.hal.science/hal-01010123

Submitted on 19 Jun 2014

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

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



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0 International License

IMMOBILIER ET POLITIQUE MONÉTAIRE *

Eric Heyer et Xavier Timbeau
Département analyse et prévision de l'OFCE

Nous proposons dans cet article une modélisation et des estimations économétriques permettant de représenter et de quantifier le canal de stimulation monétaire par l'immobilier. Cette modélisation apparaît robuste, conduit à un ordre de grandeur plausible et permet de mesurer les différences de sensibilité des différents pays à la stimulation monétaire entreprise depuis 2001. D'après nos estimations, la sensibilité de l'économie européenne à une baisse des taux d'intérêt est deux à trois fois inférieure à celle de l'économie américaine. Combinée à une réactivité plus faible et plus timide de la banque centrale, cela implique une moindre régulation de la conjoncture de la zone euro par les taux d'intérêt. La moindre sensibilité de l'économie européenne résulte de facteurs multiples et complexes : d'une part, les évolutions défavorables du revenu et du chômage ont limité le développement de l'endettement des ménages en France et en Allemagne ; d'autre part, des facteurs structurels, liés au fonctionnement du système bancaire, limitent l'impact de la politique monétaire via ce canal en Europe.

* Cet article reprend la deuxième partie de l'étude *L'immobilier, pilier de la croissance ou épée de Damoclès*, réalisée pour le Service des études économiques et la Commission des finances du Sénat.

eric.heyer@ofce.sciences-po.fr
xavier.timbeau@ofce.sciences-po.fr

La baisse des taux d'intérêt amorcée en 2002 avait pour objectif de stimuler les économies après le ralentissement consécutif à l'éclatement de la bulle Internet et aux attentats du 11 septembre 2001. La stimulation monétaire s'est doublée dans certains pays — principalement aux États-Unis et au Royaume-Uni — d'une stimulation budgétaire massive. Le principal canal de transmission de la politique monétaire n'a pas été comme habituellement l'investissement des entreprises, bridé par la digestion de la bulle Internet qui avait laissé des traces profondes dans leurs bilans. L'attention s'est donc portée sur le canal immobilier, particulièrement vigoureux dans les pays où la stimulation monétaire a été la plus efficace. Dans les pays où, profitant de la baisse des taux, les ménages se sont endettés, l'immobilier a connu une activité forte, les transactions entre ménages ont poussé les prix à la hausse, le taux d'épargne des ménages a baissé et la consommation a été particulièrement dynamique. Ainsi, en Espagne, au Royaume-Uni et aux États-Unis la croissance a été soutenue par le marché immobilier. À l'opposé, en Allemagne, l'atonie du marché immobilier depuis 2001 coïncide avec une hausse du taux d'épargne des ménages et une croissance anémique. En France, depuis 2001, la hausse de l'endettement des ménages est significative et s'accompagne d'une baisse du taux d'épargne de plus d'un point. Depuis 2003, si la stimulation monétaire par le canal immobilier joue moins en France qu'au Royaume-Uni ou qu'aux États-Unis, son impact paraît suffisant pour expliquer la différence de conjoncture avec l'Allemagne.

Nous proposons une modélisation et des estimations économétriques qui permettent de représenter et de quantifier le canal de stimulation monétaire par l'immobilier. Cette modélisation apparaît robuste, conduit à un ordre de grandeur plausible et permet de mesurer les différences de sensibilité des différents pays à la stimulation monétaire entreprise depuis 2001. D'une part, les évolutions défavorables du revenu et du chômage ont limité le développement de l'endettement des ménages en France et en Allemagne ; d'autre part, des facteurs structurels, liés au fonctionnement du système bancaire, limitent l'impact de la politique monétaire *via* ce canal dans ces deux pays.

Pour la zone euro prise dans son ensemble, les évaluations partielles que nous avons faites suggèrent une sensibilité moitié moindre qu'aux États-Unis de la politique monétaire. La stimulation monétaire ayant également été moitié moindre en zone euro qu'aux États-Unis, l'impact sur la croissance aura été environ quatre fois important qu'aux États-Unis, contribuant largement à l'explication de l'écart de croissance entre les deux zones.

Dans une première section, nous présentons les déterminants de la consommation et la justification théorique que nous pouvons y apporter. Dans une deuxième section, nous décrivons l'intégration de cette fonction de consommation dans le modèle macroéconométrique de l'OFCE, *e-mod.fr*, puis dans une troisième section nous livrons les principaux résultats et enseignements de cette modélisation.

1. Les déterminants de la consommation : richesse ou endettement ?

1.1. Modèles théoriques et résultats empiriques

Dans l'approche keynésienne la plus simple, la consommation dépend principalement du revenu courant. Cette relation possède une certaine régularité macroéconomique et constitue un point de départ généralement fécond pour expliciter le comportement agrégé des consommateurs. Ce modèle de base peut être enrichi de façon à rendre le taux d'épargne dépendant du taux d'inflation (encaisses réelles), des taux d'intérêt réels courts ou longs, de la nature des revenus (revenu du travail, revenu de remplacement ou revenu du capital), du taux de chômage (épargne de précaution) ou d'autres variables déterminant les conditions de vie des ménages. Des réflexions théoriques ont contesté le lien avec le revenu courant sur la base de deux arguments principaux. Le premier est l'argument du cycle de vie (Modigliani et Ando, 1963). Les ménages anticipent leur revenu tout au long de leur existence et ajustent leur plan de consommation en fonction de leur vision de l'avenir. En l'absence de contraintes de liquidité, le « ménage type » n'est pas obligé de consommer moins que son revenu. Il s'endette au début de son existence, épargne au sommet de sa courbe de revenu et désépargne lorsque son activité se réduit. Cette approche théorique relie la consommation au revenu permanent, somme actualisée des revenus futurs et de la richesse initiale. Individuellement, chaque ménage a une consommation stable, qui ne dépend que des arbitrages intertemporels de son utilité. Au niveau macroéconomique, on établit un lien entre richesse agrégée des ménages et consommation agrégée, si les consommateurs sont parfaitement rationnels, ne sont pas contraints par la liquidité (peuvent consommer plus que leur revenu à chaque période) et ont accès à des marchés parfaits (pour réaliser tous les arbitrages intertemporels). Le deuxième argument suppose que les ménages considèrent que la dépense publique sera financée par l'impôt et donc que celle-ci n'est pas séparable de la dépense privée. Il s'agit là de l'argument ricardien, remis au goût du jour par Barro (1979).

Ces deux pistes théoriques ont renouvelé l'approche de la formalisation de la consommation. Néanmoins, leurs conclusions quant au lien entre consommation et revenu courant ne sont pas confortées par l'examen des données. La synthèse de ces deux courants théoriques peut être faite en considérant que les hypothèses principales sont irréalistes et que le modèle pur doit être amendé pour tenir compte de la contrainte de liquidité, de l'imperfection des marchés ou de capacités cognitives inférieures à la rationalité parfaite chez une partie des consommateurs au moins. On retiendra cependant que le modèle simple de consommation peut être augmenté d'un comportement ricardien ou d'effets de richesse et que l'imperfection des marchés peut justifier des modélisations *ad hoc*, mais que l'on attend des données statistiques qu'elles confirment le réalisme de ces hypothèses.

1. Taux d'épargne des ménages en France, 1983-2004



Source : INSEE Comptabilité nationale, base 95, version des comptes de janvier 2005.

Empiriquement, le modèle simple, augmenté de l'influence du chômage et de l'inflation, en tenant éventuellement compte des sources de revenus, permettait une bonne description des données françaises jusqu'à la fin des années 1980 (graphique 1). Ce modèle avait une capacité prédictive correcte mais n'était pas très performant pour retranscrire l'impact des taux d'intérêt sur le taux d'épargne. L'effet de revenu (un taux d'intérêt plus élevé implique des revenus d'intérêt plus élevés, qui sont consommés) aurait contredit l'effet substitution (un taux d'intérêt plus élevé oriente les choix individuels vers plus d'épargne) et les taux d'intérêt auraient un effet ambigu, non mesurable. À partir des années 1990, la déréglementation financière aurait perturbé le modèle

antérieur, rendant la fonction de consommation difficile à spécifier et à estimer. Plus particulièrement, la hausse de l'épargne à partir de 1995, dans un contexte de baisse des taux d'intérêt, de forte progression de la richesse financière des ménages, d'inflation maîtrisée et de baisse du chômage apparaissait peu compatible avec les évolutions passées. Comparée aux autres pays, la France présentait un comportement atypique, avec une épargne inexpliquée de l'ordre de un à deux points en 2001. La baisse de l'épargne à partir de 2003 est également surprenante, puisque cette fois, les effets de richesse financière, l'évolution du pouvoir d'achat et le chômage auraient justifié une hausse. La baisse des taux d'intérêt aurait pu être invoquée, mais elle n'explique pas le phénomène entre 1997 et 2000.

L'introduction des effets de richesse dans le modèle de consommation ne fonctionne pas suffisamment pour que les résultats soient stables. De plus, la richesse présente une grande variance, liée aux évolutions du prix des actifs et, d'une période à l'autre, les liens empiriques apparaissent ou s'évanouissent. D'autres pays affichent les mêmes caractéristiques. Ainsi, l'effet richesse financière explique bien la baisse de l'épargne aux États-Unis jusqu'en 2001, mais l'éclatement de la bulle internet et l'évaporation d'une partie du capital financier des ménages auraient dû induire une remontée franche du taux d'épargne après 2001. La richesse immobilière aurait pu prendre le relais, mais l'argument théorique veut que la richesse immobilière n'intervienne pas dans les choix d'épargne du consommateur. Une hausse du patrimoine immobilier est certes une hausse d'un actif, mais il est contrebalancé par une hausse du prix du service de logement (le loyer implicite lorsqu'on est propriétaire de son logement, explicite si on est locataire) qui oblige à consacrer une part plus importante de son revenu au logement. Si la somme actualisée des loyers diminuée de la dépréciation de l'immobilier est égale au prix de l'actif immobilier, les deux éléments s'équilibrent exactement laissant inchangée la situation du propriétaire [1].

1.2. Expliquer la consommation par l'endettement

Ces arguments, pour intéressants qu'ils soient d'un point de vue théorique, ne sont donc pas suffisants empiriquement pour quantifier un canal convaincant de la politique monétaire. La base de notre modélisation utilise les mêmes soubassements, mais cherche à prendre en compte plus largement les imperfections et les asymétries d'informations qui caractérisent le comportement de consommation et les effets patrimoniaux sur l'épargne. À la suite de Brender et Pisani (2004), par exemple, mais aussi de Stiglitz et Greenwald (2003), nous plaçons le secteur bancaire au centre de l'intermédiation financière des ménages. La

1. Pour une argumentation développée, voir Girouard et Blondal (2001).

contrainte de liquidité ou la difficulté à produire des anticipations rationnelles peuvent expliquer le modèle que nous validons sur les données.

La formalisation proposée repose sur l'introduction de la variable « taux d'endettement bancaire » dans l'équation de consommation. L'endettement considéré est ici l'endettement bancaire total. Le taux d'endettement est l'endettement rapporté au revenu disponible brut. Il y a une corrélation forte entre endettement total et endettement hypothécaire (ou endettement à destination spécifique de l'achat ou de l'investissement immobilier) et les spécifications pourraient fonctionner avec l'endettement immobilier seul. De plus, l'endettement non immobilier, par des crédits à la consommation, représente une faible part de l'endettement total (5 %). Enfin, la décomposition de l'endettement entre consommation et immobilier n'est pas aussi facilement disponible que la série d'endettement total.

La spécification retenue pour le long terme est la suivante [2] :

$$ln(\mathrm{C/RDB}) = \alpha\ ln(\mathrm{ENDET/RDB}) + \beta\ ln(\mathrm{Z}) + \gamma$$

où C représente la consommation des ménages, ENDET est l'endettement bancaire total, RDB le revenu disponible brut.

Le signe attendu pour α est positif et Z représente d'autres variables qui ont été essayées, comme le taux d'intérêt réel, la richesse financière rapportée au revenu, le taux de chômage. Pour la France, aucune variable « Z » n'intervient significativement.

Le tableau 1 donne les principaux résultats économétriques de cette équation pour la France, l'Allemagne et les États-Unis :

1. Équation de long terme du taux de consommation (TC) *

	France	Allemagne	États-Unis
Taux d'endettement (TE)**	0,06	0,06	0,10
Richesse immobilière (RI) ***		0,13	
Richesse financière (RF)****			0,09
Déréglementation (Dum) *****	0,02		

* *ln*(Consommation des ménages/Revenu disponible brut)
** *ln*(Endettement des ménages/Revenu disponible brut)
*** *ln*(Patrimoine immobilier/Revenu disponible brut)
**** *ln*(Patrimoine financier/Revenu disponible brut)
***** Dummy entre 1985 et 1991
Sources : Comptes nationaux, calculs OFCE.

2. Les modèles sont des modèles à correction d'erreurs, estimés en une étape, comme détaillé en annexe.

L'équation de consommation est complétée par une équation qui décrit l'endettement bancaire des ménages [3] :

$$ln(\text{ENDET/RDB}) = \chi(g - rl) - \delta U + \phi ln(\text{PATIMMO/RDB}) + \eta(r_l - r_c) + \theta$$

où ENDET est l'endettement bancaire total, RDB le revenu disponible brut, g le taux de croissance du revenu nominal, r_l le taux des obligations à 10 ans nominal, U le taux de chômage, PATIMMO le patrimoine immobilier brut, r_c le taux d'intérêt à 3 mois.

Les déterminants introduits et qui ressortent significativement pour la France sont la différence entre la croissance du revenu (nominal) et le taux d'intérêt long (nominal également). Cette différence est un écart critique, indiquant la capacité globale des ménages à faire face aux charges d'intérêt futures, capacité d'autant plus importante que la croissance des revenus est forte et d'autant plus faible que le taux d'intérêt est élevé. Le taux de chômage joue négativement sur le taux d'endettement des ménages. Plus le taux de chômage est élevé, plus la situation d'un emprunteur salarié est précaire, et à revenu égal, une banque sera plus réticente à prêter. La richesse immobilière joue positivement sur le taux d'endettement. En effet, une hausse de la valeur moyenne des biens immobiliers oblige les ménages à emprunter plus lorsqu'ils souhaitent accéder à la propriété. Enfin, l'écart entre le taux long et le taux court intervient. Les établissements prêteurs aux ménages se refinancent généralement à court terme et prêtent à des taux proches du long terme. Une partie de la marge bancaire se trouve dans l'écart de taux. Lorsqu'il est plus élevé, le taux d'endettement tend à augmenter. L'écart de taux peut également mesurer les anticipations de croissance ou d'inflation et avoir un impact sur le taux d'endettement par ce biais.

Le tableau 2 résume les principaux résultats :

2. Équation de long terme du taux d'endettement *

	France	Allemagne	États-Unis
Écart critique (g- i_{LT}) **	0,036	0,035	0,05
Écart de taux ***	0,025		0,045
Taux de chômage ****	– 0,04		– 0,08
Richesse immobilière *****	0,05		
Déréglementation******	0,22		

* *ln*(Endettement des ménages/Revenu disponible brut)
** L'écart critique est la différence entre le taux de croissance du revenu des ménages (g) et le taux d'intérêt à long terme (i_{LT})
Cet écart illustre la capacité des ménages à emprunter
*** Écart entre le taux d'intérêt de long terme (10 ans) et celui de court terme (3 mois)
**** Au sens du BIT
***** *ln*(Patrimoine immobilier/Revenu disponible brut)
****** Dummy entre 1985 et 1991
Sources : Comptes nationaux, calculs OFCE.

3. Les modèles sont des modèles à correction d'erreur, estimés en une étape, comme détaillé en annexe.

1.3. Une forme réduite où la richesse immobilière joue

La forme réduite de l'équation de consommation et de l'équation d'endettement conduit à une équation où le taux d'épargne dépend positivement du taux de chômage et négativement de l'écart critique, de l'écart de taux ainsi que de la richesse immobilière. On a ainsi une fonction de consommation avec les déterminants requis pour la mise en place d'un scénario complet et bouclé. On arrive par le biais du taux d'endettement à estimer une fonction de consommation proche des aspirations des modèles théoriques. Dans les estimations pour la France, c'est bien uniquement la richesse immobilière qui apparaît déterminer significativement le taux d'endettement. La richesse financière ne joue ni directement sur le taux d'épargne, ni sur le taux d'endettement. On obtient là un résultat opposé aux prédictions de certains modèles théoriques à effet de richesse dans lesquels seule la richesse financière (hors immobilier) est censée jouer sur le taux d'épargne.

Pour la France, la forme réduite de l'équation de consommation ne ressort pas lorsqu'on tente de l'estimer directement. Une explication est que les banques perturbent par leur comportement la transmission des fondamentaux économiques au comportement de consommation. L'information contenue dans le taux d'endettement résume les fondamentaux économiques, mais également une variable omise, corrélée au résidu de l'équation de taux d'endettement. Le comportement d'offre des banques n'est donc pas complètement neutre, du fait soit d'une meilleure extraction de l'information par le secteur bancaire, connaissant sa clientèle et son risque de défaut (asymétrie d'information), soit d'une imperfection du marché bancaire (sélection des emprunteurs du fait du pouvoir de monopole des banques). En l'état, les estimations ne permettent pas de conclure entre ces hypothèses.

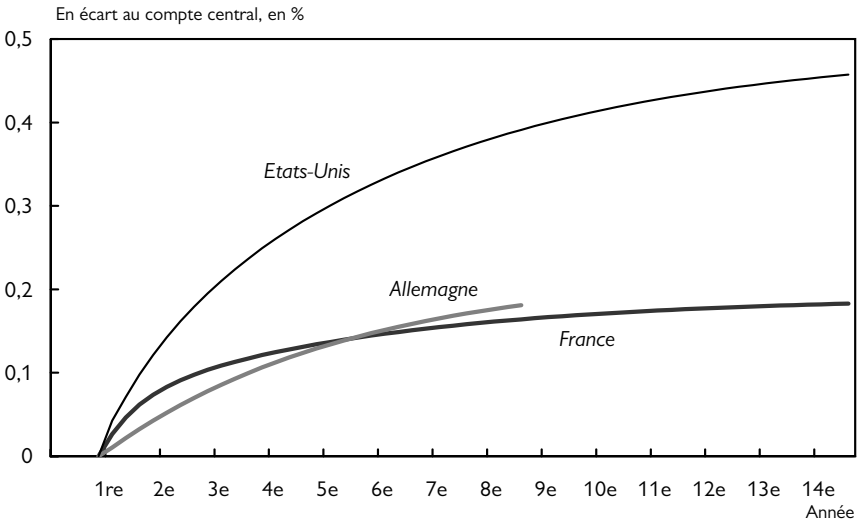
À l'aide de ces deux équations, nous pouvons comparer l'impact d'un choc de taux d'intérêt en France, en Allemagne et aux États-Unis (graphique 2).

En ne prenant pas en compte l'ensemble du bouclage macro-économique, le résultat de cet exercice est partiel. Le système taux de consommation/taux d'endettement est équivalent à l'équation réduite du taux de consommation. Il permet toutefois de faire ressortir deux résultats :

1. À court terme, la sensibilité de la consommation au taux d'intérêt est plus forte et plus rapide aux États-Unis qu'en France et surtout qu'en Allemagne.

2. À long terme, la sensibilité de la consommation au taux d'intérêt est identique en France et en Allemagne. Elle est 2,5 fois plus forte aux États-Unis.

2. Impact ex ante d'une baisse de 1 point de taux d'intérêt sur la consommation des ménages



Source : INSEE Comptabilité nationale, base 95, version des comptes de janvier 2005.

1.4. L'extraction hypothécaire et la liquidité du patrimoine immobilier

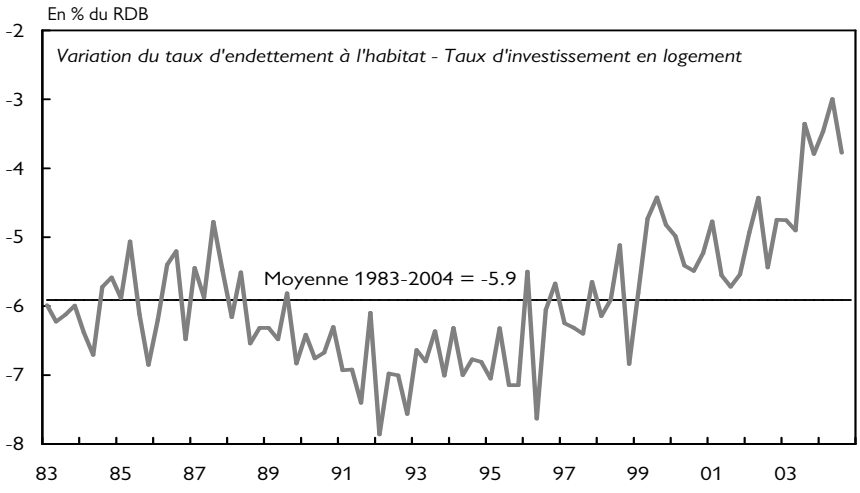
L'extraction hypothécaire, définie comme la différence entre la variation de l'encours d'endettement (hypothécaire ou immobilier) et l'investissement en logement, est le concept qui permet usuellement de prendre en compte la liquidité issue des opérations immobilières et que les ménages peuvent consacrer en partie à la consommation. L'extraction hypothécaire est donc le flux net de crédits qui sont consacrés à l'achat de biens anciens à un autre ménage. Le ménage qui bénéficie du crédit ne le consomme pas ; il achète un bien immobilier. Sa situation patrimoniale est inchangée, puisqu'il a d'un côté un bien et de l'autre une dette bancaire. Le ménage vendeur dispose de la somme en liquide. Il peut à son tour acheter un logement (plus grand ou plus petit, avec un crédit supplémentaire ou non), mais au bout du compte, le montant du crédit accordé par la banque sera détenu sous forme liquide par un ménage. Pour ce ménage en bout de chaîne, son patrimoine immobilier est réalisé, son revenu disponible brut est inchangé (l'opération est comptabilisée dans le compte de capital) ; il peut placer la somme ou la consommer. Si les ménages étaient tous rationnels et non contraints, augmenter l'endettement de l'un pour acquérir un bien immobilier ne devrait pas modifier la structure ou le niveau du patrimoine des autres. Mais, les prix de l'immobilier étant fluctuants, une plus-value latente n'est pas tout à fait équivalente à une plus-value

réalisée. La bonne surprise d'un patrimoine bien vendu peut amener à consommer plus que la seule foi dans un potentiel de richesse. Le bien immobilier étant fréquemment la résidence principale du ménage, la plus-value immobilière est réalisée au moment où les besoins du ménage en matière de services de logement se réduisent : départ des enfants, retraite, séparation, etc. Le changement de résidence est alors l'occasion de faire un bilan patrimonial certain, qui n'est plus entaché d'incertitude.

Les variations de l'extraction hypothécaire atteignent plusieurs points de revenus, suivant les périodes, ce qui joue sur les évolutions macro-économiques. Récemment, aux États-Unis, la recharge d'hypothèques, c'est-à-dire la possibilité d'emprunter avec comme collatéral un bien déjà engagé et remboursé partiellement, associé à une concurrence vive des établissements bancaires sur les renégociations d'emprunts déjà contractés, ont conduit à injecter dans l'économie américaine plus de 200 milliards de dollars de 2002 à 2004 (Borgy, 2004). Cette capacité à recharger les hypothèques peut avoir un impact d'autant plus fort sur l'épargne que les ménages sont contraints par la liquidité.

Aux États-Unis et au Royaume-Uni, l'extraction hypothécaire est respectivement de l'ordre de 3 % et 7 % du revenu disponible en 2004. En France, en raison d'un apport personnel plus important et de l'absence de recharge d'hypothèque, les flux nets de crédit sont inférieurs à l'investissement en logement. Sur la période 1983-2004, l'extraction hypothécaire est en moyenne négative à – 6 % du RDB (graphique 3). Cependant, depuis 2003, ce montant est moins négatif, environ 3 points de revenu ayant ainsi été rendus disponibles sous forme liquide.

3. Extraction hypothécaire en France



Sources : INSEE, Banque de France, calculs OFCE.

Dans l'approche de Girouard et Blondal (2001), l'extraction hypothécaire est considérée comme un complément au revenu disponible. Rappelons que l'extraction hypothécaire est une somme sur un compte courant qui a pour contrepartie un endettement supplémentaire au niveau agrégé. Elle n'est donc pas comptabilisée dans le compte de revenu. L'extraction hypothécaire est alors introduite dans la fonction de consommation comme le revenu, avec une élasticité différente.

L'approche que nous proposons relie le taux d'endettement, ratio de l'encours d'endettement au revenu disponible, au taux de consommation. Le lien n'est pas le lien direct retenu dans Girouard et Blondal (2001), puisque c'est l'encours de crédit qui explique la consommation. La justification est que l'encours d'endettement indique le degré global de liquidité du patrimoine immobilier. Plus l'encours d'endettement est élevé, plus les achats sont nombreux, permettant à un plus grand nombre de ménages de réaliser des plus-values. Supposons pour simplifier que le flux d'investissement soit nul. Un niveau stable d'encours correspond alors à une extraction hypothécaire nulle, puisque le flux net de crédits est nul, mais il n'implique pas qu'aucun achat ou qu'aucune vente ne se produise. Le flux net est nul, mais de nouveaux ménages s'endettent, pendant que d'autres remboursent. Plus l'encours est élevé, plus les transactions sont nombreuses, et donc plus le patrimoine est liquide. Les deux spécifications peuvent en théorie cohabiter.

Empiriquement, nous avons examiné les deux spécifications (flux net de crédits/consommation *versus* encours d'endettement/consommation), et seule la spécification en encours ressort dans le cas de la France. La spécification en flux net peut ne pas fonctionner en raisons de la mesure des flux de crédits et une relation temporelle tortueuse entre des liquidités supplémentaires et la consommation. De plus, la propension marginale à consommer la liquidité peut être très instable.

2. L'immobilier dans le modèle *e-mod.fr* : deux boucles positives

La relation entre taux d'endettement et taux de consommation (ou taux d'épargne) est au cœur de notre approche. Elle permet de relier le taux d'épargne au taux d'intérêt, aux conditions de revenu des ménages, au taux de chômage et à la richesse immobilière des ménages. Le modèle est complété (voir schéma) par une équation définissant les prix immobiliers et une équation définissant l'investissement en logement (voir annexe). Des identités comptables permettent de calculer le patrimoine immobilier et de boucler le modèle.

Les estimations de l'équation d'endettement et de consommation ont été menées pour les États-Unis et l'Allemagne. Les résultats obtenus permettent de proposer pour ces pays des équations homogènes à celles obtenues pour la France. Les élasticités obtenues sont proches pour la France et l'Allemagne. Le taux de chômage n'intervient pas dans l'équation allemande, ce qui limite l'amplification par le bouclage macroéconomique. Normalement, lorsque les taux baissent, les ménages s'endettent, le taux d'épargne baisse et l'activité augmente. De plus, les ménages augmentent leur investissement en logement, ce qui contribue positivement à l'activité. Cette activité supplémentaire implique une baisse du chômage qui, à son tour, favorise l'endettement des ménages. Cette boucle positive est stable, l'impact de la baisse du chômage étant plus faible que l'impact initial des taux d'intérêt. Cet effet, absent pour l'Allemagne, conduit à un résultat bouclé plus faible que dans le cas français.

Une deuxième boucle positive, stable également, est celle de la richesse immobilière. Une baisse des taux d'intérêt stimule l'endettement et favorise l'investissement en logement. Les prix immobiliers sont alors augmentés (relativement à un scénario central) et, à la fois par l'effet des prix et par la hausse de l'investissement en logement, la richesse immobilière augmente. Cela en retour favorise l'endettement et ainsi de suite. Dans le cas de l'Allemagne, la richesse immobilière intervient dans l'équation de consommation.

Les estimations pour les États-Unis déterminent une élasticité de la consommation au taux d'intérêt double de celle du cas français. La hiérarchie ainsi obtenue est renforcée par un impact plus rapide des taux d'intérêt sur la consommation. L'impact aux États-Unis est à la fois plus fort à terme et plus rapide à se produire, ce qui conduit par exemple au terme de trois années à une réponse bien plus franche de la consommation à une baisse des taux d'intérêt (graphiques 2 et 4). Que la politique monétaire ait un impact plus fort et plus rapide aux États-Unis qu'en Europe ou qu'en France est un résultat attendu qui est ici confirmé.

Le modèle est également intéressant pour comprendre la différence entre la France et l'Allemagne. La variable qui détermine le taux d'endettement est la différence entre le revenu des ménages et le taux d'intérêt, en termes nominaux. Or, le taux d'intérêt est quasiment égal entre les deux pays et, ainsi, une différence d'un point d'inflation entre les deux pays a donc un impact similaire à une hausse d'un point des taux d'intérêt sur l'un ou l'autre des deux pays. De même, une croissance inférieure d'un point des revenus (réels cette fois) entre les deux pays se traduit par un endettement moindre et une épargne plus élevée. L'Allemagne connaît depuis quelques années à la fois une inflation plus basse et une évolution du partage de la valeur ajoutée moins favorable

qu'en France. Ces deux éléments contribuent à une épargne plus élevée en Allemagne et un marché immobilier moins dynamique.

2.1. Les scénarios de retournement immobilier

À partir de ces éléments, il est possible de construire un scénario de baisse des prix immobiliers et de son impact sur l'économie. La première étape est d'évaluer la hausse des prix immobiliers induite par la baisse des taux d'intérêt et la modification de comportement des banques. La baisse des taux et l'allongement de la durée de prêt ont suscité une demande supplémentaire, solvabilisée par une hausse de l'endettement. Face à une offre de biens immobiliers peu élastique, les prix s'accroissent et alimentent le mécanisme, par le jeu des collatéraux dont la valeur est estimée au coût de transaction.

Le scénario central est donc celui d'un retournement du marché immobilier induit par une hausse des taux d'intérêt de long et de court terme. Cette hausse serait liée à des anticipations d'accélération de l'inflation, suivies d'interventions des banques centrales. La hausse des prix immobiliers serait un des éléments qui alimenterait les anticipations d'accélération d'inflation. Nous avons fixé la hausse des taux d'intérêt à 2 points.

Le durcissement de la politique monétaire produirait les effets attendus. Le marché immobilier ralentirait et les prix se détendraient, de plus de 10 %.

Ce durcissement provoquerait cependant des dommages collatéraux. Par la hausse des taux d'intérêt, par le ralentissement induit des prix immobiliers, induisant à son tour la réduction du taux d'endettement, le taux d'épargne augmenterait. L'activité serait donc réduite, à la fois par un investissement en logement moindre et par la hausse de l'épargne. Par ailleurs, la hausse des taux d'intérêt réduirait l'investissement des entreprises, déjà compromis par le ralentissement amorcé. La hausse du chômage et le ralentissement des perspectives de revenu viendraient encore réduire l'endettement, diminueraient la liquidité du patrimoine et augmenteraient l'épargne. Le risque de hausse excessive des prix immobiliers serait endigué, mais les conséquences sur l'activité seraient importantes.

En mode isolé (seule la France connaît une hausse des taux d'intérêt, seul le marché immobilier français se retourne), l'impact à cinq ans est de 1 point d'activité et d'un demi-point de chômage (tableau 3). En mode mondial, le choc se produit dans la plupart des pays partenaires. Aux conséquences intérieures s'ajoutent alors celles d'un ralentissement mondial, transitant par la demande adressée. À cinq ans, l'impact est alors de 1,6 point de PIB et de presque 1 point de chômage. Les prix immobiliers sont alors ralentis de plus de 2 points par an.

Afin d'envisager l'hypothèse d'une bulle immobilière autonome, c'est-à-dire auto-entretenue par des anticipations de prix et des achats immobiliers spéculatifs (même si notre analyse du marché ne conclut pas à ce cas de figure), nous avons simulé les conséquences d'une baisse spontanée des prix de l'immobilier de 30 %. La chute de la richesse immobilière réduit le taux d'endettement et provoque une hausse de l'épargne. Le choc est calibré de façon à produire *ex post* une baisse des prix immobiliers de 30 %. L'impact à cinq ans sur l'économie est de 0,7 point et de 0,4 point de chômage. Ce choc peut s'ajouter au précédent. La hausse des taux d'intérêt enclenche les enchaînements évoqués et provoque le retournement des anticipations de prix de l'immobilier, conduisant à l'éclatement de la bulle éventuelle. Au total, l'impact à cinq ans sur l'économie française est alors de presque 2,5 points de PIB et de 1,5 point de chômage.

E-mod.fr

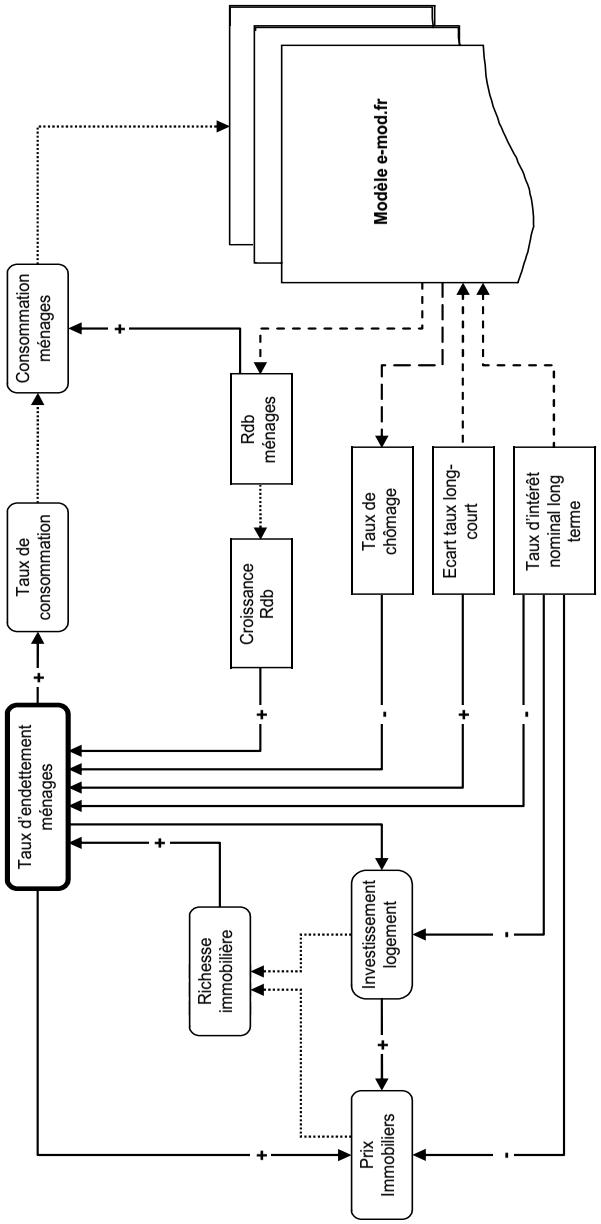
Estimé dans le cadre fourni par la comptabilité nationale, le modèle trimestriel de l'OFCE, *e-mod.fr* *, est centré sur l'étude de l'économie française. Ce modèle permet d'analyser des politiques macroéconomiques, fiscales et budgétaires. Il est également utilisé comme un outil d'analyse de la conjoncture et sert à la prévision à court terme et à la simulation de moyen terme. Il impose un cadre comptable rigoureux et assoit les exercices de prévision sur des équations de comportement. Le secteur productif est décomposé en sept branches (agriculture et agroalimentaire, énergie, produits manufacturés, bâtiment et travaux publics, commerce, services marchands et services non marchands) et cinq agents sont distingués (ménages, sociétés et quasi-sociétés, institutions financières, administrations publiques, reste du monde).

Le modèle est construit à partir de l'hypothèse d'un fonctionnement néo-keynésien de l'économie. En période de sous-utilisation des capacités de production, la demande globale (consommation, investissement, variations de stocks, exportations) contraint l'offre et détermine à court terme la production. Cependant, ce modèle de demande est tempéré par le fait que le niveau de la production rétroagit sur les prix et par ricochet sur les comportements de demande. Une baisse de la production réduit l'emploi, si bien que le nombre de chômeurs augmente. Le taux d'utilisation des capacités de production diminue. Le relâchement des tensions sur le marché du travail et des biens et services diminue les coûts de production et donc les prix, ce qui tend à restaurer la demande.

Les conditions de l'offre jouent à court terme sur le commerce extérieur, *via* la compétitivité et les tensions sur les capacités de production, et, sur la consommation, *via* l'inflation. La dynamique prend en compte les comportements de stockage. Enfin, à moyen terme, le modèle retrouve une dynamique plus classique, avec un état stationnaire réglé par un chômage d'équilibre.

* Pour plus de détails le lecteur pourra se référer à Chauvin, Dupont, Heyer, Plane et Timbeau (2002).

Schéma de la modélisation



3. Simulation d'une hausse de 2 points des taux d'intérêt

Dans cette simulation, nous supposons une hausse de 2 points des taux d'intérêt nominaux longs et courts. Outre l'impact sur la consommation des ménages décrit précédemment, cette hausse des taux d'intérêt, en renchérissant le coût du capital, induira une baisse de l'investissement productif des entreprises. Cette dernière, conjuguée à la présence du taux de chômage dans l'équation d'endettement, aura un impact récessif plus fort que dans la simulation en économie partielle commentée plus haut.

Nous avons procédé à deux types de simulation : dans la première nous supposons que seule la France subit ce choc alors que dans la seconde, ce choc est mondial.

3.1. Choc isolé

Les résultats de l'impact sur l'économie française d'une hausse de 2 points des taux d'intérêt nominaux longs et courts sont résumés dans le tableau 3.

La hausse des taux d'intérêt, en diminuant l'écart critique, ampute la capacité d'emprunt des ménages. Cela engendre une baisse de la consommation des ménages. Une telle mesure aurait un effet récessif attendu sur l'économie. Son niveau maximal serait atteint au bout de cinq ans : le PIB diminuerait d'un point par rapport au compte de référence sous l'effet conjugué d'une baisse de 3 % de l'investissement privé et de 1,5 % de la consommation. L'épargne des ménages augmenterait légèrement sous l'effet de la récession qui conduit les ménages à réviser leur plan d'épargne à la hausse. Les pertes d'emplois *ex post* seraient nombreuses : le total cumulé des pertes d'emplois s'élèverait à 160 000 et le taux de chômage serait plus élevé d'un demi-point. Compte tenu de la récession induite, le compte des administrations publiques se dégraderait également : les pertes de recettes fiscales liées à la récession creuseraient le déficit public de 1,5 point de PIB.

Cette hausse des taux d'intérêt provoquerait une baisse de près de 10 % des prix de l'immobilier la cinquième année.

Enfin, la baisse de la consommation provoquerait également une diminution de nos importations, induisant une dégradation de la capacité de financement de l'extérieur (– 0,2 % la cinquième année).

3. Impact isolé d'une hausse des taux d'intérêt courts et longs sur l'économie française

En écart au compte central, en %

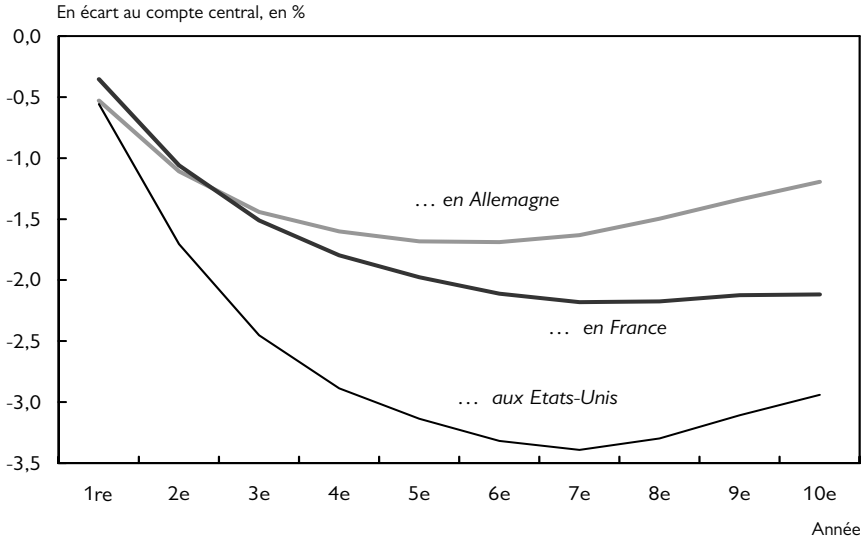
Année	1	2	3	4	5	10	Moyenne
PIB total en volume	– 0,2	– 0,5	– 0,8	– 0,9	– 1,0	– 1,1	– 0,9
Importations	– 0,5	– 1,3	– 1,7	– 1,7	– 1,7	– 1,4	– 1,4
Dépenses des ménages	– 0,3	– 0,8	– 1,1	– 1,3	– 1,5	– 2,1	– 1,4
Dépenses des administrations	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Investissement des entreprises	– 0,6	– 1,7	– 2,4	– 2,8	– 3,0	– 1,9	– 2,3
Exportations	– 0,1	– 0,3	– 0,4	– 0,4	– 0,4	0,2	– 0,2
Contributions à la croissance							
Variations de stocks	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Demande intérieure	– 0,2	– 0,7	– 1,0	– 1,1	– 1,2	– 1,5	– 1,1
Solde extérieur	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2	0,4	0,3
Prix de la consommation	0,0	– 0,1	– 0,2	– 0,3	– 0,6	– 2,6	– 1,0
Prix du PIB	0,0	– 0,1	– 0,2	– 0,3	– 0,6	– 2,4	– 0,9
Prix de l'immobilier	– 1,1	– 4,2	– 6,1	– 7,7	– 9,5	– 18,8	– 10,4
Salaire horaire réel	0,0	– 0,1	– 0,4	– 0,6	– 0,9	– 2,0	– 1,0
Productivité horaire, marchand	– 0,1	– 0,2	– 0,1	– 0,1	0,0	0,0	0,0
Effectifs totaux (en milliers)	– 22	– 73	– 121	– 147	– 161	– 157	– 135
Effectifs totaux (en %)	– 0,1	– 0,3	– 0,5	– 0,7	– 0,7	– 0,7	– 0,6
Taux de chômage BIT (en point)	0,1	0,2	0,4	0,5	0,5	0,5	0,4
Revenu des ménages	– 0,3	– 0,4	– 0,5	– 0,6	– 0,6	– 0,6	– 0,6
Intérêts versés	3,7	3,0	2,2	0,7	– 0,1	– 4,5	– 0,1
Intérêts reçus	– 0,2	– 0,5	– 0,8	– 0,9	– 1,0	– 0,8	– 0,8
Dividendes	– 0,3	– 0,8	– 1,1	– 1,2	– 1,2	– 0,9	– 1,2
Capacité de financement *(en point de PIB)*							
Sociétés non financières	– 0,1	– 0,1	– 0,1	– 0,1	0,0	0,4	0,1
Sociétés financières	0,3	0,6	0,8	1,0	1,2	2,1	1,3
APU	– 0,1	– 0,5	– 0,8	– 1,2	– 1,5	– 2,9	– 1,7
Ménages et EI	0,0	0,2	0,4	0,5	0,5	0,8	0,5
ISBLSM	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Extérieur	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2	0,4	0,2
Taux d'épargne des ménages	– 0,1	0,1	0,2	0,3	0,3	0,7	0,3
Taux de marge des SNF	– 0,1	– 0,1	0,1	0,2	0,4	1,3	0,6

Sources : Comptes trimestriels, INSEE, calculs OFCE, modèle e-mod.fr.

3.2. Choc mondial

On suppose ici que la hausse des taux d'intérêt a lieu dans l'ensemble des pays occidentaux. Elle est de 2 points pour les taux d'intérêt nominaux longs et courts. Ne disposant pas d'un modèle multinational, l'impact récessif sur les autres économies est répercuté sur l'économie française *via* le commerce extérieur. Nous avons simulé deux chocs, le premier sur l'économie américaine, le second sur l'économie allemande.

4. Impact ex post d'une hausse de 2 points des taux d'intérêt sur la consommation des ménages



Sources : Comptes trimestriels, calculs OFCE.

Nous avons supposé ensuite que l'impact d'une hausse des taux d'intérêt dans les autres pays partenaires, pour lesquels nous n'avons pas fait de simulations, serait comparable à l'impact estimé pour la France, l'Allemagne ou les États-Unis selon les cas. Puis, nous l'avons pondéré par la part du pays considéré dans la demande adressée à la France (tableaux 4 et 5). Ces hypothèses retenues, nous avons pu évaluer, à l'aide de l'élasticité des importations à la croissance de chacun des partenaires de la France, la demande étrangère structurelle adressée à la France.

Les principaux résultats de cette variante sont résumés dans le tableau 6.

4. Hypothèses retenues pour les principaux partenaires européens de la France *

Type de choc	Allemagne Allemagne	RU États-Unis	Italie France	Espagne France	Pays-Bas France	Belgique France	Autre UE France
Part de marché	16,8 %	9,3 %	10,6 %	7,3 %	4,4 %	8,7 %	9,0 %

* *Lecture du tableau* : l'impact d'un choc au Canada est basé sur celui estimé pour les États-Unis, puis pondéré par la part du Canada dans la demande adressée à la France.
Sources : Douanes, calculs OFCE.

5. Hypothèses retenues pour les principaux partenaires non européens de la France *

Type de choc	États-Unis États-Unis	Japon —	Canada États-Unis	Autre OCDE France	Amérique latine —	Asie —	Moyen- Orient —
Part de marché	5,8 %	2 %	0,8 %	3,7 %	5,2 %	3,2 %	6,4 %

* *Lecture du tableau* : l'impact d'un choc au Canada est basé sur celui estimé pour les États-Unis, puis pondéré par la part du Canada dans la demande adressée à la France.
Sources : Douanes, calculs OFCE.

6. Impact mondial d'une hausse des taux d'intérêt courts et longs sur l'économie française

En écart au compte central, en %

Année	1	2	3	4	5	10	Moyenne
PIB total *en volume*	– 0,3	– 0,8	– 1,2	– 1,5	– 1,6	– 1,7	– 1,5
Importations	– 0,7	– 2,0	– 2,6	– 2,7	– 2,8	– 2,1	– 2,3
Dépenses des ménages	– 0,3	– 0,9	– 1,4	– 1,6	– 1,9	– 2,7	– 1,9
Dépenses des administrations	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	– 0,1	0,0
Investissement des entreprises	– 0,8	– 2,3	– 3,3	– 3,9	– 4,2	– 2,2	– 3,0
Exportations	– 0,6	– 1,6	– 2,1	– 2,5	– 2,6	– 1,3	– 2,0
Contributions à la croissance							
Variations de stocks	0,0	– 0,1	– 0,1	– 0,1	0,0	0,0	0,0
Demande intérieure	– 0,3	– 0,9	– 1,3	– 1,5	– 1,6	– 1,9	– 1,5
Solde extérieur	0,0	0,1	0,1	0,0	0,0	0,2	0,1
Prix de la consommation	– 0,1	– 0,1	– 0,2	– 0,5	– 0,9	– 4,6	– 1,7
Prix du PIB	0,0	– 0,1	– 0,3	– 0,5	– 0,8	– 4,1	– 1,5
Prix de l'immobilier	– 1,1	– 4,3	– 6,5	– 8,4	– 10,6	– 22,5	– 12,0
Salaire horaire réel	0,0	– 0,3	– 0,6	– 1,1	– 1,5	– 3,6	– 1,9
Productivité horaire, marchand	– 0,1	– 0,3	– 0,2	– 0,1	– 0,1	0,0	– 0,1
Effectifs totaux (*en milliers*)	– 37	– 124	– 206	– 258	– 289	– 284	– 244
Effectifs totaux (*en %*)	– 0,2	– 0,5	– 0,9	– 1,1	– 1,3	– 1,2	– 1,1
Taux de chômage BIT (*en point*)	0,1	0,4	0,7	0,8	0,9	0,9	0,8
Revenu des ménages	– 0,4	– 0,6	– 0,8	– 0,9	– 1,1	– 1,2	– 1,1
Intérêts versés	3,7	2,9	1,9	0,2	– 0,8	– 5,9	– 0,7
Intérêts reçus	– 0,3	– 0,8	– 1,2	– 1,5	– 1,6	– 1,2	– 1,2
Dividendes	– 0,5	– 1,3	– 1,8	– 2,1	– 2,1	– 1,5	– 2,1
Capacité de financement *(en point de PIB)*							
Sociétés non financières	– 0,1	– 0,1	– 0,1	0,0	0,2	1,0	0,3
Sociétés financières	0,3	0,6	0,9	1,1	1,3	2,3	1,5
APU	– 0,2	– 0,6	– 1,1	– 1,6	– 2,1	– 3,9	– 2,3
Ménages et EI	0,0	0,2	0,4	0,5	0,5	0,9	0,5
ISBLSM	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Extérieur	0,0	0,1	0,1	0,0	0,0	0,3	0,1
Taux d'épargne des ménages	– 0,2	0,0	0,1	0,2	0,3	0,7	0,3
Taux de marge des SNF	– 0,1	– 0,1	0,1	0,4	0,8	2,4	1,1

Sources : Comptes trimestriels, INSEE, calculs OFCE.

3.3. Impact d'une chute de 30 % du prix de l'immobilier

Dans cette simulation, nous supposons une chute de 30 % de l'immobilier en France. Les résultats d'un tel choc sont résumés dans le tableau 7. Cet exercice est présenté à titre purement illustratif et ne correspond pas à ce qui peut être anticipé dans l'état actuel des choses.

Cette baisse de 30 % des prix de l'immobilier, en diminuant le patrimoine immobilier des ménages, réduit leur endettement et engendre une baisse instantanée de leur consommation. L'effet récessif sur l'économie est moindre que celui du choc de taux : au bout de cinq ans, le PIB diminuerait de 0,7 point par rapport au compte de référence sous l'effet conjugué d'une baisse de près de 1 % de l'investissement privé et de la consommation. L'épargne des ménages augmenterait légèrement sous l'effet du ralentissement qui conduit les ménages à réviser leur plan d'épargne à la hausse. Les pertes d'emplois *ex post* s'élèveraient à plus de 120 000. Le compte des administrations publiques se dégraderait également : les pertes de recettes fiscales liées à la récession creuseraient le déficit public de plus de un demi point de PIB.

Enfin, de la même manière que précédemment, la baisse de la consommation provoquerait une diminution des importations françaises induisant une dégradation de la capacité de financement de l'extérieur (– 0,1 % la cinquième année et 0,2 % au bout de dix ans).

7. Impact d'une baisse de 30 % du prix de l'immobilier sur l'économie française

En écart au compte central, en %

Année	1	2	3	4	5	10	Moyenne
PIB total *en volume*	– 0,1	– 0,4	– 0,6	– 0,6	– 0,7	– 0,7	– 0,6
Importations	– 0,3	– 0,9	– 1,1	– 1,0	– 1,1	– 0,9	– 0,9
Dépenses des ménages	– 0,2	– 0,6	– 0,9	– 1,0	– 1,1	– 1,6	– 1,1
Dépenses des administrations	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Investissement des entreprises	– 0,2	– 0,7	– 1,1	– 1,1	– 1,2	– 0,4	– 0,8
Exportations	– 0,1	– 0,2	– 0,3	– 0,3	– 0,2	0,2	– 0,1
Contributions à la croissance							
Variations de stocks	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Demande intérieure	– 0,2	– 0,5	– 0,7	– 0,8	– 0,8	– 1,0	– 0,8
Solde extérieur	0,0	0,1	0,2	0,1	0,2	0,3	0,2
Prix de la consommation	0,0	0,0	– 0,1	– 0,2	– 0,4	– 2,0	– 0,7
Prix du PIB	0,0	– 0,1	– 0,1	– 0,2	– 0,4	– 1,8	– 0,7
Prix de l'immobilier	– 30	– 30	– 30	– 30	– 30	– 30	– 30
Salaire horaire réel	0,0	– 0,1	– 0,3	– 0,5	– 0,7	– 1,5	– 0,8
Productivité horaire, marchand	– 0,1	– 0,1	– 0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
Effectifs totaux (*en milliers*)	– 11	– 54	– 96	– 113	– 122	– 127	– 103
Effectifs totaux (*en %*)	– 0,1	– 0,2	– 0,4	– 0,5	– 0,5	– 0,5	– 0,5
Taux de chômage BIT (*en point*)	0,1	0,2	0,3	0,4	0,4	0,4	0,3
Revenu des ménages	0,0	0,0	0,0	0,0	– 0,1	– 0,1	– 0,1
Intérêts versés	– 0,9	– 3,6	– 6,4	– 8,2	– 9,9	– 15,3	– 9,1
Intérêts reçus	– 0,1	– 0,4	– 0,6	– 0,6	– 0,7	– 0,6	– 0,5
Dividendes	– 0,2	– 0,6	– 0,9	– 0,9	– 0,9	– 0,8	– 0,9
Capacité de financement *(en point de PIB)*							
Sociétés non financières	0,0	0,0	0,1	0,1	0,2	0,5	0,2
Sociétés financières	0,0	– 0,1	– 0,1	– 0,1	– 0,1	– 0,1	– 0,1
APU	0,0	– 0,2	– 0,4	– 0,5	– 0,6	– 1,0	– 0,6
Ménages et EI	0,1	0,4	0,6	0,6	0,7	0,9	0,6
ISBLSM	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Extérieur	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1	0,3	0,2
Taux d'épargne des ménages	0,1	0,4	0,5	0,6	0,6	0,9	0,6
Taux de marge des SNF	0,0	0,0	0,1	0,2	0,3	1,0	0,4

Sources : Comptes trimestriels, INSEE, calculs OFCE.

4. Conclusion

D'après nos estimations économétriques, la sensibilité de l'économie européenne à une baisse des taux d'intérêt est deux à trois fois inférieure à celle de l'économie américaine. Combinée à une réactivité plus faible et plus timide de la banque centrale, cela implique une moindre régulation de la conjoncture de la zone euro. Si l'économie connaît des cycles autour d'une tendance immuable, l'absence de régulation ne se traduit que par des cycles plus marqués et plus aléatoires. Mais, si une plus grande volatilité du cycle pèse sur la croissance potentielle ou si des effets d'hystérèse existent, *via* le marché du travail, l'accumulation de connaissance, les rendements croissants dans certains secteurs ou l'accumulation de capital humain, alors la moindre régulation de l'économie conduit à abaisser durablement le potentiel de croissance et à augmenter le « chômage d'équilibre ».

La moindre sensibilité de l'économie européenne résulte de facteurs multiples et complexes, qui n'ont été abordés que partiellement dans cette étude. On peut néanmoins constater que la rigidité réglementaire autour de l'hypothèque ampute le canal « immobilier » d'une part de son potentiel. Que la concurrence insuffisante sur le marché bancaire aux particuliers conduit à une sélection trop importante des emprunteurs qui limite la portée de la baisse des taux dans la même proportion. La France se caractérise par un niveau d'endettement faible, peu volatil et par le taux de défaut des particuliers emprunteurs le plus faible au monde. Les difficultés de renégociation des emprunts existants, voire les clauses anti-concurrentielles ou les pratiques bancaires pour retenir les clients empêchent que les taux effectifs payés par les ménages suivent les baisses de taux. Le financement des crédits à long terme par les dépôts renforce cette pratique frileuse et ne permet pas d'exploiter les possibilités nouvelles offertes par la titrisation des créances. Le manque de transparence et d'information (y compris des consommateurs) empêche une concurrence active de se mettre en place. Un fichier positif, permettant de centraliser l'ensemble des emprunts et des conditions de ces emprunts, accessible avec l'accord de l'emprunteur, permettrait de mettre à plat la situation bancaire des consommateurs.

Une plus grande volatilité de l'endettement et des prix immobiliers élèverait l'instabilité potentielle de l'économie. Le risque encouru par les ménages sur leur patrimoine serait plus important. Mais cette instabilité potentielle a pour contrepartie la possibilité de contrôler par les taux d'intérêt la volatilité de l'endettement. L'instabilité potentielle peut permettre alors de stabiliser la conjoncture globale, parce que l'économie peut être pilotée. C'est bien une caractéristique à favoriser.

Références bibliographiques

BARRO R.J., 1979 : « On the determinant of the public debt », *JPE*, 87, 5.

BRENDER A. et F. PISANI, 2004 : « La nouvelle économie américaine », *Economica*.

CHAUVIN V., G. DUPONT, E. HEYER, M. PLANE et X. TIMBEAU, 2002 : « Le modèle France de l'OFCE : La nouvelle version e-mod.fr », *Revue de l'OFCE*, n° 81, avril.

GIROUARD N. et S. BLÖNDAL, 2001 : *House prices and economic activity*, Working papers n° 279, OECD Economics Department.

MODIGLIANI F. et A. ANDO, 1963 : « The life cycle hypothesis of saving. Aggregated implications and test », *American Economic Review*, 53.

STIGLITZ J. et B. GREENWALD, 2003 : *Toward a New Paradigm in Monetary Economics*, Cambridge University Press.

ANNEXE

Estimations économétriques

Nous décrivons ici les équations économétriques retenues dans le modèle « immobilier » et discutées dans la section précédente. Nous ne détaillons pas les formes alternatives testées. Les estimations ont été conduites pour la France, les États-Unis et l'Allemagne, en s'attachant à conserver une forme de modèle commune, pour faciliter les comparaisons internationales.

Les données

Mnémonique	Définition	Source
C	Consommation des ménages	INSEE, comptabilité nationale
E	Endettement des ménages	Banque de France
g	Taux de croissance du RDB	INSEE, comptabilité nationale
i_{LT}	Taux d'intérêt long terme (10 ans)	Banque de France
i_{CT}	Taux d'intérêt court terme (3 mois)	Banque de France
InvLog	Investissement logement	INSEE, comptabilité nationale
PF	Patrimoine financier	INSEE, compte de patrimoine
PI	Patrimoine Immobilier	INSEE, compte de patrimoine
pimmo	Prix de l'immobilier	INSEE
RDB	Revenu disponible brut	INSEE, comptabilité nationale
U	Taux de chômage au sens du BIT	INSEE, enquête emploi

Les équations sont estimées à partir de modèles à correction d'erreur. Nous présentons les élasticités de long terme puis les dynamiques de court terme. Les équations sont estimées soit en une étape soit en deux étapes.

1. Équations de consommation

Nous avons retenu une relation de cointégration entre le taux de consommation des ménages et leur taux d'endettement, discutée dans la première section de cette partie. Un effet de richesse immobilière et financière est également présent à long terme pour respectivement l'économie allemande et américaine. Les résultats de ces relations de long terme sont résumés dans le tableau A.1.

A.1. Équation de long terme du taux de consommation (TC) *

	France	Allemagne	États-Unis
Taux d'endettement (TE)**	0,06	0,06	0,10
Richesse immobilière (RI) ***		0,13	
Richesse financière (RF)****			0,09
Déréglementation (Dum) *****	0,02		

* log(Consommation des ménages/Revenu disponible brut)
** log(Endettement des ménages/Revenu disponible brut)
*** log(Patrimoine immobilier/Revenu disponible brut)
**** log(Patrimoine financier/Revenu disponible brut)
***** Dummy entre 1985 et 1991
Sources : Comptes nationaux, calculs OFCE.

L'élasticité du taux de consommation au taux d'endettement est égale pour la France et l'Allemagne. L'incidence du taux d'endettement sur le taux de consommation est 40 % plus élevé aux États-Unis.

1.1. Modèle de la consommation à correction d'erreurs pour la France

Le modèle est estimé entre 1980 et le deuxième trimestre 2004 par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les variables ont toutes des coefficients significativement différents de zéro et de signe attendu. La relation de long terme est notée ε_{France}. Elle relie le taux de consommation au taux d'endettement.

La statistique de student associée à $\varepsilon_{France\ t\text{-}1}$ est supérieure, en valeur absolue, à celle calculée par Ericsson et MacKinnon (2002) [1], validant l'hypothèse d'une relation de cointégration entre ces variables.

Une écriture de ce modèle à correction d'erreurs est la suivante :

$$\Delta \log(C_t) = \underset{(-4,15)}{-0,11} + \underset{(3,05)}{0,19}\ \Delta \log(RDB_t) + \underset{(1,81)}{0,18}\ \Delta \log(E_t) - \underset{(-4,73)}{0,30}\ \varepsilon_{France\ t\text{-}1} + \nu_t$$

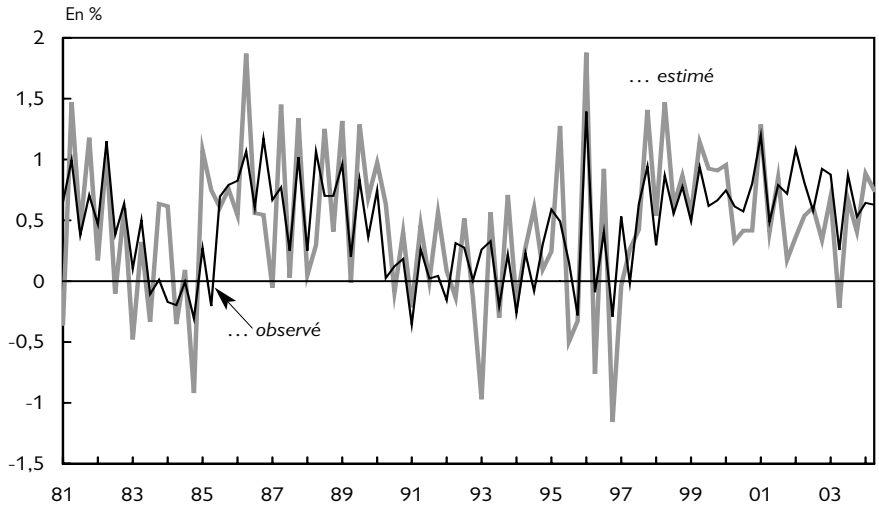
Diagnostic statistique [2]

$LM(1,86) = 1,22$	$LM(8,79) = 1,06$	$ARCH(4,86) = 0,42$
$[\ p > 0,27]$	$[\ p > 0,39]$	$[\ p > 0,79]$
$\text{WHITE} = 0,72$	$\text{RESET}\ (2,85) = 0,05$	$\text{BERA JARQUE}\ (2) = 0,84$
$[\ p > 0,69]$	$[\ p > 0,95\ ]$	$[\ p > 0,66\ ]$

$$\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon} = 0,002 \quad \hat{\sigma} = 0,005$$

1. La statistique de student associée à ε s'élève à – 4,73. Les valeurs critiques calculées par Ericsson et MacKinnon (2002) sont de – 1,61, – 1,94 et – 2,56 à respectivement 10 %, 5 % et 1 %.
2. Dans cette estimation, les résidus sont corrigés d'une autocorrélation d'ordre 2 ($\varepsilon_t = 0,44\ \varepsilon_{t-2} + \mu$).

A.1. Taux de croissance trimestriel de la consommation des ménages français



Sources : Comptes trimestriels, INSEE, calculs OFCE.

Cette équation a des propriétés statistiques satisfaisantes. Les tests LM conduisent au rejet de l'hypothèse d'auto-corrélation des résidus de l'équation. Ces résidus sont homoscédastiques au regard du test de White et du test ARCH. La forme fonctionnelle de l'équation est validée par le test Reset. Enfin, selon le test de Bera Jarque, les résidus de l'équation suivent une loi normale.

1.2. Modèle de la consommation à correction d'erreurs pour l'Allemagne

Le modèle est estimé entre 1991 et le premier trimestre 2004 par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les variables ont toutes des coefficients significativement différents de zéro et de signe attendu. La relation de long terme pour l'Allemagne est ici notée $\varepsilon_{Allemagne}$. Elle relie le taux de consommation au taux d'endettement et à la richesse immobilière rapportée au revenu.

La statistique de student associée à $\varepsilon_{Allemagne\ t\text{-}1}$ est supérieure, en valeur absolue, à celle calculée par Ericsson et MacKinnon (2002) [3], validant l'hypothèse d'une relation de cointégration entre ces variables.

3. La statistique de student associée à ε s'élève à – 5,94. Les valeurs critiques calculées par Ericsson et MacKinnon (2002) sont de – 2,26, – 2,59 et – 3,21 à respectivement 10 %, 5 % et 1 %.

Une écriture de ce modèle à correction d'erreurs est la suivante :

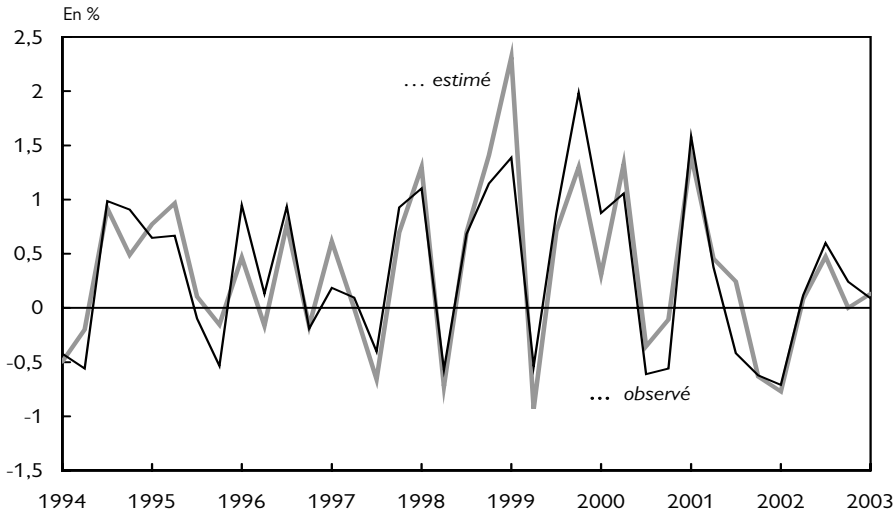
$$\Delta \log(C_t) = \underset{(-5,36)}{-0,435} + \underset{(15,49)}{0,786}\ \Delta \log(RDB_t) - \underset{(5,94)}{0,891}\ \varepsilon_{Allemagne\ t-1} + \nu_t$$

Diagnostic statistique [4]

LM(1,45) = 0,018 [p > 0,89]	LM(8,31) = 0,47 [p > 0,87]	ARCH(4,39) = 1,36 [p > 0,27]
WHITE (8,39) = 0,89 [p > 0,53]	RESET (2,41) = 0,24 [p > 0,79]	BERA JARQUE (2) = 1,15 [p > 0,56]

$\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon} = 0,006 \quad \hat{\sigma} = 0,004$

A.2. Taux de croissance trimestriel de la consommation des ménages allemands



Sources : Comptes nationaux, INSEE, calculs OFCE.

Cette équation a des propriétés statistiques satisfaisantes. Les tests LM conduisent au rejet de l'hypothèse d'auto-corrélation des résidus de l'équation. Ces résidus sont homoscédastiques au regard du test de White et du test ARCH. La forme fonctionnelle de l'équation est validée par le test Reset. Enfin, selon le test de Bera Jarque, les résidus de l'équation suivent une loi normale.

4. Dans cette estimation, les résidus sont corrigés d'une autocorrélation d'ordre 2 ($\varepsilon_t = 0,15\ \varepsilon_{t-2} + \mu_t$).

1.3. Modèle de la consommation à correction d'erreurs pour les États-Unis

Le modèle est estimé entre 1980 et le troisième trimestre 2004 par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les variables ont toutes des coefficients significativement différents de zéro et de signe attendu. La relation de long terme décrite précédemment pour les États-Unis est notée $\varepsilon_{\acute{E}tats\text{-}Unis}$. Cette relation relie le taux de consommation au taux d'endettement et à la richesse financière, rapportée au revenu disponible brut des ménages.

La statistique de student associée à $\varepsilon_{\acute{E}tats\text{-}Unis\ t\text{-}1}$ est supérieure, en valeur absolue, à celle calculée par Ericsson et MacKinnon (2002) [5], validant l'hypothèse d'une relation de cointégration entre ces variables.

Une écriture de ce modèle à correction d'erreurs est la suivante :

$$\underset{}{\Delta \log (C_t)} = \underset{(-3,45)}{-0,04} + \underset{(4,30)}{0,33}\ \Delta \log (RDB_t) \underset{(-1,70)}{-0,15}\ \Delta \log (C_{t-1}) + \underset{(4,07)}{0,19}\ \Delta \log (E_t)$$

$$\underset{(-1,80)}{-0,25}\ \text{Inflation}_{t-1} \underset{(-3,64)}{-0,297}\ \varepsilon_{\acute{E}tats\text{-}Unis\ t\text{-}1} + \nu_t$$

Diagnostic statistique [6]

LM(1,88) = 2,17	LM(8,81) = 0,87	ARCH(4,90) = 0,34
[$p > 0,14$]	[$p > 0,54$]	[$p > 0,85$]
WHITE = 1,78	RESET (2) = 4,42	BERA JARQUE (2) = 0,41
[$p > 0,17$]	[$p > 0,03$]	[$p > 0,82$]

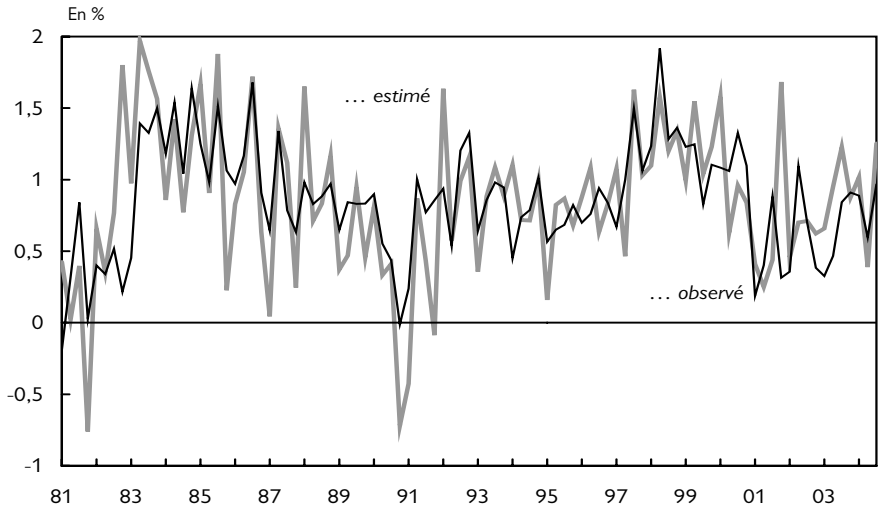
$$\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon} = 0,0017 \quad \hat{\sigma} = 0,004$$

Cette équation a des propriétés statistiques satisfaisantes. Les tests LM conduisent au rejet de l'hypothèse d'auto-corrélation des résidus de l'équation. Ces résidus sont homoscédastiques au regard du test de White et du test ARCH. La forme fonctionnelle de l'équation est validée par le test Reset. Enfin, selon le test de Bera Jarque, les résidus de l'équation suivent une loi normale.

5. La statistique de student associée à ε s'élève à – 3,64. Les valeurs critiques calculées par Ericsson et MacKinnon (2002) sont de – 2,26, – 2,59 et – 3,21 à respectivement 10 %, 5 % et 1 %.

6. Dans cette estimation, les résidus sont corrigés d'une autocorrélation d'ordre 2 ($\varepsilon_t = 0,15\ \varepsilon_{t-2} + \mu_t$).

A.3. Taux de croissance trimestriel de la consommation des ménages américains



Sources : Comptes nationaux, INSEE, calculs OFCE.

2. Équations d'endettement des ménages

Les modèles à correction d'erreurs indiquent l'existence d'une relation de cointégration pour les trois pays étudiés entre le taux d'endettement en logarithme (encours d'endettement rapporté au revenu disponible brut) et l'écart critique — différence entre le taux de croissance du revenu des ménages et le taux d'intérêt, indiquant une plus forte capacité d'emprunt des ménages. Pour la France et les États-Unis, figurent également dans cette relation de long terme le taux de chômage et le différentiel de taux d'intérêt — écart entre le taux long et le taux court. Un effet de richesse immobilière est également présent à long terme pour l'économie française. Les résultats de ces relations de long terme sont résumés dans le tableau A.2.

Les élasticités de l'écart critique au taux d'endettement pour la France et l'Allemagne sont égales. À l'instar de la fonction de consommation, cette élasticité est plus forte aux États-Unis.

De la même manière, l'effet du taux de chômage sur le taux d'endettement est deux fois plus fort aux États-Unis qu'en France. Son absence dans le cas allemand aura une incidence lorsque nous procèderons à l'analyse des variantes macroéconomiques.

Enfin, l'effet de la richesse immobilière, qui n'était pas significatif pour la France lors de l'estimation de la fonction de consommation, l'est dans le cas de l'endettement.

A.2. Équation de long terme du taux d'endettement *

	France	Allemagne	États-Unis
Écart critique (g- i_{LT}) **	0,036	0,035	0,05
Écart de taux ***	0,025		0,045
Taux de chômage ****	– 0,04		– 0,08
Richesse immobilière *****	0,05		
Déréglementation******	0,22		

* *ln*(Endettement des ménages/Revenu disponible brut)
** L'écart critique est la différence entre le taux de croissance du revenu des ménages (g) et le taux d'intérêt à long terme (i_{LT}). Cet écart illustre la capacité des ménages à emprunter
*** Écart entre le taux d'intérêt de long terme (10 ans) et celui de court terme (3 mois)
**** Au sens du BIT
***** *ln*(Patrimoine immobilier/Revenu disponible brut)
****** Dummy entre 1985 et 1991
Sources : Comptes nationaux, calculs OFCE.

2.1. Modèle de l'endettement à correction d'erreurs pour la France

Ce modèle est estimé entre 1980 et le deuxième trimestre 2004 par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les variables ont toutes des coefficients significativement différents de zéro et de signe attendu. De manière à simplifier l'écriture, la relation de long terme pour la France est ici notée ε_{France} . Cette relation relie le logarithme du taux d'endettement à l'écart critique, à l'écart de taux d'intérêt, au taux de chômage et à la richesse immobilière.

La statistique de student associée à $\varepsilon_{France\ t\text{-}1}$ est supérieure, en valeur absolue, à celle calculée par Ericsson et MacKinnon (2002) [7], validant l'hypothèse d'une relation de cointégration entre ces variables.

Une écriture de ce modèle à correction d'erreurs est la suivante :

$$\Delta \log (E_t) = \underset{(-3,23)}{-0,108} - \underset{(-2,07)}{0,104}\ \Delta \log (loyer_t / pimmo_t) - \underset{(-5,16)}{0,048}\ \varepsilon_{France\ t\text{-}1} + \nu_t$$

Diagnostic statistique

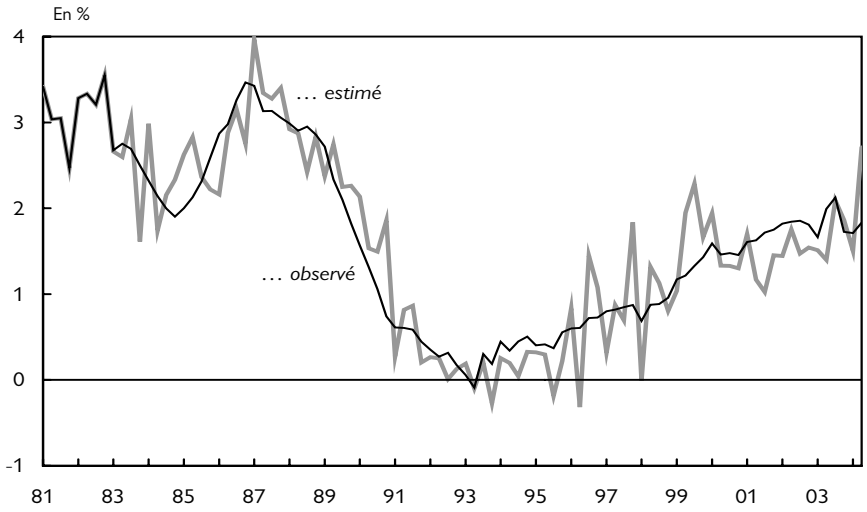
$$\text{LM}(1,83) = 1,75 \quad [p > 0,19] \qquad \text{LM}(8,69) = 1,21 \quad [p > 0,31] \qquad \text{ARCH}(4,77) = 1,90 \quad [p > 0,12]$$

$$\text{WHITE}\ (14,71) = 0,71 \quad [p > 0,76] \qquad \text{RESET}\ (2,76) = 5,76 \quad [p > 0,01] \qquad \text{BERA JARQUE}\ (2) = 1,67 \quad [p > 0,43]$$

$$\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon} = 0,006 \quad \hat{\sigma} = 0,004$$

7. La statistique de student associée à ε s'élève à – 5,16. Les valeurs critiques calculées par Ericsson et MacKinnon (2002) sont de – 2,99, – 3,32 et – 3,94 à respectivement 10 %, 5 % et 1 %.

A.4. Taux de croissance trimestriel de l'endettement des ménages français



Sources : Comptes trimestriels, INSEE, calculs OFCE.

Cette équation a des propriétés statistiques satisfaisantes. Les tests LM conduisent au rejet de l'hypothèse d'auto-corrélation des résidus de l'équation. Ces résidus sont homoscédastiques au regard du test de White et du test ARCH. La forme fonctionnelle de l'équation est validée par le test Reset. Enfin, selon le test de Bera Jarque, les résidus de l'équation suivent une loi normale.

2.2. Modèle de l'endettement à correction d'erreurs pour l'Allemagne

Ce modèle est estimé entre 1994 et le deuxième trimestre 2004 par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les variables ont toutes des coefficients significativement différents de zéro et de signe attendu. De manière à simplifier l'écriture, la relation de long terme pour l'Allemagne est ici notée $\varepsilon_{Allemagne}$. Cette relation relie le logarithme du taux d'endettement, log(E/RBD), à l'écart critique, différence entre le taux de croissance du revenu disponible brut nominal et le taux d'intérêt nominal à long terme.

La statistique de student associée à $\varepsilon_{Allemagne\ t\text{-}1}$ est supérieure, en valeur absolue, à celle calculée par Ericsson et MacKinnon (2002) [8], validant l'hypothèse d'une relation de cointégration entre ces variables.

8. La statistique de student associée à ε s'élève à – 2,36. Les valeurs critiques calculées par Ericsson et MacKinnon (2002) sont de – 1,61, – 1,94 et – 2,56 à respectivement 10 %, 5 % et 1 %.

Une écriture de ce modèle à correction d'erreurs est la suivante :

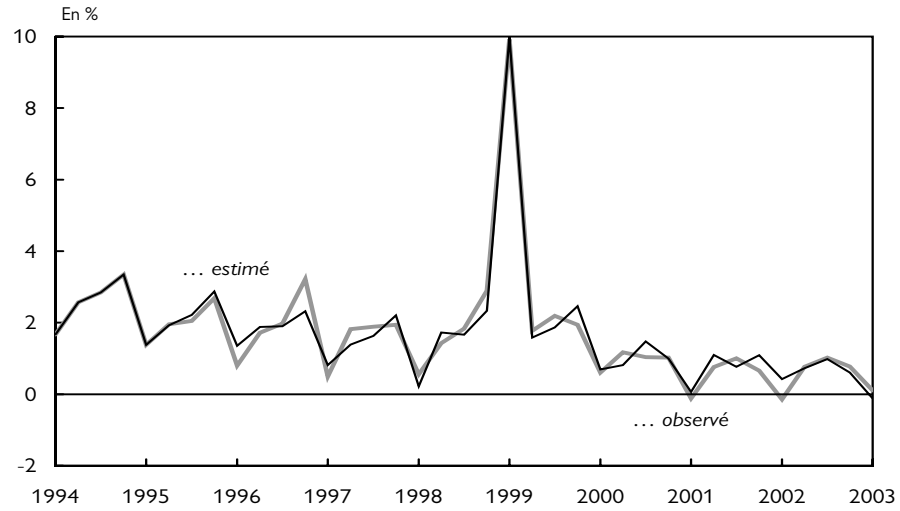
$$\Delta \log (E_t) = \underset{(2,70)}{0,069} + \underset{(26,41)}{0,09}\ d99 - \underset{(-4,46)}{0,25}\ Inflation_{t-1} - \underset{(-2,36)}{0,004}\ \varepsilon_{Allemagne\ t-1} + \nu_t$$

Diagnostic statistique [9]

LM(1,30) = 0,42 [$p > 0,52$]	LM(8,23) = 1,21 [$p > 0,34$]	ARCH(4,28) = 0,39 [$p > 0,82$]
WHITE(7,29) = 1,29 [$p > 0,29$]	RESET (2) = 1,14 [$p > 0,33$]	BERA JARQUE (2) =0,59 [$p > 0,74$]

$$\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon} = 0,0004 \quad \hat{\sigma} = 0,003$$

A.5. Taux de croissance trimestriel de l'endettement des ménages allemands



Sources : Comptes nationaux, INSEE, calculs OFCE.

Cette équation a des propriétés statistiques satisfaisantes. Les tests LM conduisent au rejet de l'hypothèse d'auto-corrélation des résidus de l'équation. Ces résidus sont homoscédastiques au regard du test de White et du test ARCH. La forme fonctionnelle de l'équation est validée par le test Reset. Enfin, selon le test de Bera Jarque, les résidus de l'équation suivent une loi normale.

9. Dans cette estimation, les résidus sont corrigés d'une autocorrélation d'ordre 4 ($\varepsilon_t = 0,79\ \varepsilon_{t-4} + \mu_t$).

2.3. Modèle de l'endettement à correction d'erreurs pour les États-Unis

Ce modèle est estimé entre 1980 et le deuxième trimestre 2004 par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les variables ont toutes des coefficients significativement différents de zéro et de signe attendu. De manière à simplifier l'écriture, la relation de long terme décrite précédemment pour les États-Unis est ici notée $\varepsilon_{\text{États-Unis}}$. Cette relation relie le taux d'endettement en logarithme à l'écart critique, à l'écart de taux d'intérêt et au taux de chômage.

La statistique de student associée à $\varepsilon_{\text{États-Unis}}$ est supérieure, en valeur absolue, à celle calculée par Ericsson et MacKinnon (2002) [10], validant l'hypothèse d'une relation de cointégration entre ces variables.

Une écriture simple de ce modèle à correction d'erreurs est la suivante :

$$\Delta \log(E_t) = \underset{(5,95)}{0,035} + \underset{(2,71)}{0,177}\ \Delta \log(Richesse\ immo_t) - \underset{(-3,72)}{0,045}\ \varepsilon_{\text{États-Unis } t-1} + \nu_t$$

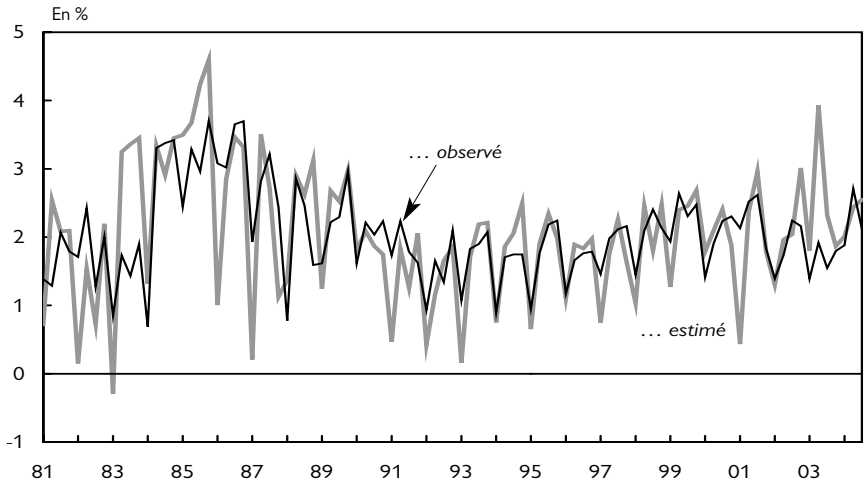
Diagnostic statistique [11]

$LM(1,99) = 3,45$ [p > 0,07] $\quad LM(8,92) = 1,74$ [p > 0,10] $\quad ARCH(4,98) = 1,44$ [p > 0,22]

$WHITE(10,96) = 1,77$ [p > 0,08] $\quad RESET\ (2,98) = 0,13$ [p > 0,13] $\quad BERA\ JARQUE\ (2) = 0,41$ [p > 0,82]

$\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon} = 0,002 \quad \hat{\sigma} = 0,005$

A.6. Taux de croissance trimestriel de l'endettement des ménages américains



Sources : Comptes nationaux, INSEE, calculs OFCE.

10. La statistique de student associée à ε s'élève à – 3,72. Les valeurs critiques calculées par Ericsson et MacKinnon (2002) sont de – 2,26, – 2,59 et – 3,21 à respectivement 10 %, 5 % et 1 %.

11. Dans cette estimation, les résidus sont corrigés d'une autocorrélation d'ordre 4 ($\varepsilon_t = 0,55\ \varepsilon_{t-4} + \mu_t$).

Cette équation a des propriétés statistiques satisfaisantes. Les tests LM conduisent au rejet de l'hypothèse d'auto-corrélation des résidus de l'équation. Ces résidus sont homoscédastiques au regard du test de White et du test ARCH. La forme fonctionnelle de l'équation est validée par le test Reset. Enfin, selon le test de Bera Jarque, les résidus de l'équation suivent une loi normale.

3. Investissement en logement et prix de l'immobilier

Deux autres comportements sont modélisés dans le bloc ménages du modèle *e-mod.fr*. La première est une fonction d'investissement en logement. La seconde concerne le prix de l'immobilier. Le tableau A.3 résume les relations de long terme de ces deux comportements. Le taux d'investissement dépend négativement du taux d'intérêt réel à 10 ans et positivement du taux d'endettement. Il en est de même pour le prix de l'immobilier qui dépend également positivement du taux d'investissement en logement.

A.3. Équation de long terme du taux d'investissement et du prix de l'immobilier

	Taux investissement logement (TIL)*	Prix immobilier (Pimmo)
Taux d'intérêt réel à 10 ans (i)	– 0,02	– 0,27
Taux d'endettement (TE)**	0,30	0,01
Taux investissement logement		0,143
Tendance (trend)	– 0,003	

* *ln*(Investissement logement/Revenu disponible brut)
** *ln*(Endettement des ménages/Revenu disponible brut)
Sources : Comptes trimestriels, calculs OFCE.

3.1. Modèle à correction d'erreurs pour l'investissement en logement

Le modèle à correction d'erreurs pour cette fonction d'investissement en logement est estimé sur la période 1980-2004. Les variables ont toutes des coefficients significativement différents de zéro et de signe attendu. La relation de long terme est notée $\varepsilon_{Logement}$. Cette relation relie le taux d'investissement en logement au taux d'intérêt et au taux d'endettement.

La statistique de student associée à $\varepsilon_{Logement}$ est supérieure, en valeur absolue, à celle calculée par Ericsson et MacKinnon (2002) [12], validant l'hypothèse d'une relation de cointégration entre ces variables.

12. La statistique de student associée à ε s'élève à – 3,72, Les valeurs critiques calculées par Ericsson et MacKinnon (2002) sont de – 2,67, – 3,00 et – 3,62 à respectivement 10 %, 5 % et 1 %.

Une écriture simple de ce modèle à correction d'erreurs est la suivante :

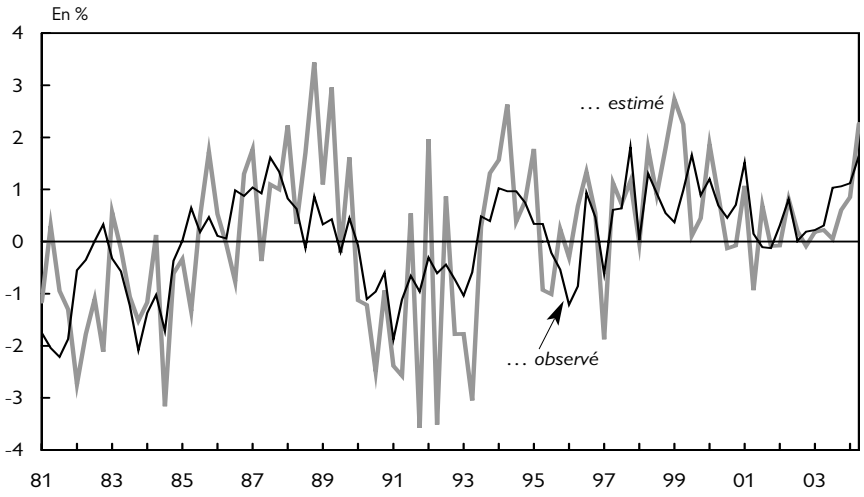
$$\Delta log\ (InvLog_t) = \underset{(5,02)}{-\ 0,46} + \underset{(4,56)}{0,82}\ \Delta log(E_t) \underset{(-\ 4,26)}{-\ 0,03}\ (U_t - U_{t-1}) \underset{(-\ 3,72)}{-\ 0,045}\ \varepsilon_{Logement\ t-1} + \nu_t$$

Diagnostic statistique

$LM(1,89) = 0,064$ [$p > 0,80$]	$LM(8,82) = 1,58$ [$p > 0,14$]	$ARCH(4,88) = 1,78$ [$p > 0,14$]
$WHITE(10,96) = 1,77$ [$p > 0,08$]	$RESET\ (1,89) = 0,41$ [$p > 0,52$]	$BERA\ JARQUE\ (2) = 0,18$ [$p > 0,91$]

$$\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon} = 0,013 \quad \hat{\sigma} = 0,012$$

A.7. Taux de croissance trimestriel de l'investissement en logement en France



Sources : Comptes trimestriels, INSEE, calculs OFCE.

3.2. Modèle à correction d'erreurs pour le prix de l'immobilier

Le modèle à correction d'erreurs pour le prix de l'immobilier est estimé sur la période 1985-2004. Les variables ont toutes des coefficients significativement différents de zéro et de signe attendu. La relation de long terme est notée $\varepsilon_{Prix\ immo}$. Cette relation relie le prix de l'immobilier au taux d'investissement en logement, au taux d'endettement et au taux d'intérêt réel à long terme.

La statistique de student associée à $\varepsilon_{Prix\ immo}$ est supérieure, en valeur absolue, à celle calculée par Ericsson et MacKinnon (2002) [13], validant l'hypothèse d'une relation de cointégration entre ces variables.

Une écriture de ce modèle à correction d'erreurs est la suivante :

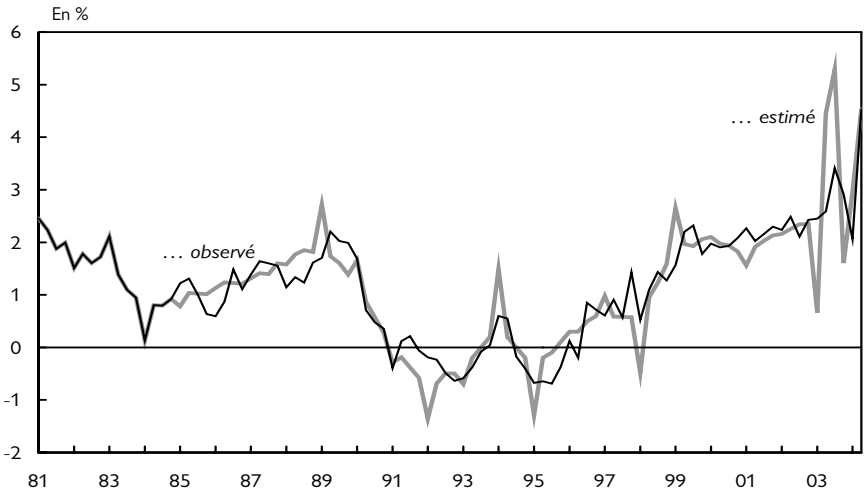
$$\Delta log\,(Pimmo_t) = \underset{}{0{,}97} + \underset{(2{,}43)}{0{,}58}\ \Delta log\,(E_t) + \underset{(4{,}33)}{0{,}22}\ \Delta log\,(Pimmo_{t-1}) - \underset{(1{,}86)}{0{,}045}\ \varepsilon_{Prix\ immo\ t-1} + \nu_t \qquad (-2{,}75)$$

Diagnostic statistique

LM(1,68) = 0,129 [p > 0,72]	LM(8,61) = 1,78 [p > 0,10]	ARCH(4,68) = 1,78 [p > 0,14]
WHITE(14,62) = 1,77 [p > 0,08]	RESET (2,67) = 2,43 [p > 0,10]	BERA JARQUE (2) =0,18 [p > 0,91]

$$\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon} = 0{,}002 \quad \hat{\sigma} = 0{,}006$$

A.8. Taux de croissance trimestriel du prix de l'immobilier en France



Sources : Comptes trimestriels, INSEE, calculs OFCE.

13. La statistique de student associée à e s'élève à – 4,73. Les valeurs critiques calculées par Ericsson et MacKinnon (2002) sont de – 2,67, – 3,00 et – 3,94 à respectivement 10 %, 5 % et 1 %.