



# Rue de la Banque

N° 9 ■ Septembre 2015

## Comment expliquer la hausse du taux d'épargne des ménages français depuis le début de la crise ?

Violaine FAUBERT  
et Virginia OLIVELLA MOPPETT  
Direction de la Conjoncture  
et des Prévisions macroéconomiques

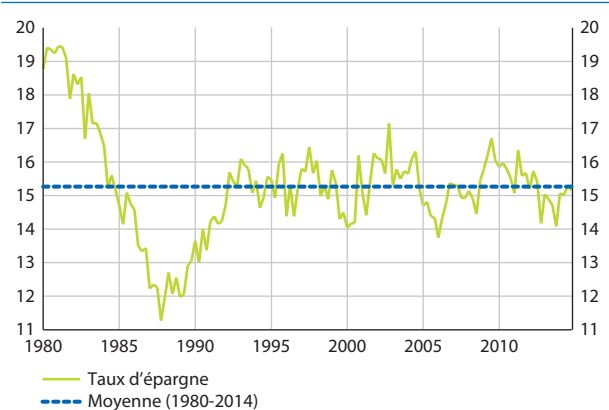
Cette lettre présente le résultat de travaux de recherche menés à la Banque de France. Les idées exposées dans ce document reflètent l'opinion personnelle de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Les éventuelles erreurs ou omissions sont de la responsabilité des auteurs.

*Le ralentissement du pouvoir d'achat et la hausse du taux de chômage ne suffisent pas à expliquer la faiblesse de la consommation des ménages. Les auteurs testent plusieurs hypothèses traditionnelles comme l'impact de la détérioration de la confiance des ménages sur leurs comportements de consommation, le contrecoup des subventions à l'achat d'automobiles et les effets de composition du revenu disponible. Enfin, une hypothèse plus originale est avancée : le changement d'anticipations des ménages quant à leurs perspectives de revenu permanent.*

Depuis le début de la grande récession, la croissance de la consommation des ménages français s'est écartée de celle de ses déterminants habituels,

### G1 Taux d'épargne des ménages

(% du revenu disponible brut)



Source : comptes nationaux trimestriels (base 2010).

tels que le revenu disponible et le taux de chômage. Réciproquement, ces déterminants suggèrent un taux d'épargne inférieur à celui effectivement observé entre 2008 et 2014. Le ralentissement du revenu disponible réel aurait en effet dû induire une baisse du taux d'épargne. Or, celui-ci s'est fortement redressé en 2009, puis stabilisé à un niveau plus élevé qu'avant la crise (cf. graphique 1).

**Le ralentissement du revenu des ménages et la hausse du taux de chômage expliquent partiellement la faiblesse de la consommation observée pendant la grande récession**

Dans le modèle de prévision de la Banque de France (Baghli et al., 2004), la consommation des ménages, modélisée par correction d'erreur, est essentiellement déterminée par le pouvoir d'achat à long terme (cf. tableau 1, équation 1).

### T1 Estimations de la consommation des ménages par correction d'erreur

Spécification	Éq. 1	Éq. 2	Éq. 3
	$\Delta \log C_t$		
Constante	<b>-0,03</b> (0,01)	<b>-0,03</b> (0,01)	<b>-0,03</b> (0,01)
$\ln C_{(t-1)} - \ln R_{(t-1)} - 1,0 \cdot \frac{T_{t-1}}{R_{t-1}}$	<b>-0,20</b> (0,05)	<b>-0,19</b> (0,05)	<b>-0,20</b> (0,04)
$\Delta \ln R_t + \Delta \frac{T_t}{R_t}$	<b>0,19</b> (0,05)	<b>0,17</b> (0,05)	<b>0,13</b> (0,04)
$\Delta \text{ch\^omage}_t$	<b>-0,37.10<sup>-2</sup></b> (0,20.10 <sup>-2</sup> )	<b>-0,39.10<sup>-2</sup></b> (0,21.10 <sup>-2</sup> )	<b>-0,46.10<sup>-2</sup></b> (0,17.10 <sup>-2</sup> )
1996T1	<b>0,01</b> (0,40.10 <sup>-2</sup> )	<b>0,01</b> (0,43.10 <sup>-2</sup> )	<b>0,01</b> (0,35.10 <sup>-2</sup> )
1998T1-2000T1	<b>0,43.10<sup>-2</sup></b> (0,20.10 <sup>-2</sup> )	<b>0,37.10<sup>-2</sup></b> (0,16.10 <sup>-2</sup> )	<b>0,42.10<sup>-2</sup></b> (0,13.10 <sup>-2</sup> )
Confiance <sub>t</sub>		<b>0,03.10<sup>-2</sup></b> (0,02.10 <sup>-2</sup> )	<b>0,03.10<sup>-2</sup></b> (0,01.10 <sup>-2</sup> )
Prime à la casse			<b>0,01</b> (0,14.10 <sup>-2</sup> )
R <sup>2</sup> ajusté	0,40	0,40	0,65
SER	0,0046	0,0046	0,0034
Estimation	1994Q1-2014Q4		

Les coefficients significatifs au seuil de 10 % sont en gras ; les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

avec :

**C** : consommation des ménages en volume ;

**R** : RDB déflaté par le déflateur de la consommation ;

**T** : flux de crédits à la consommation, déflatés par le déflateur de la consommation ;

**Ch\^omage** : taux de chômage au sens du BIT ;

**1996 T1** : indicatrice valant un au 1<sup>er</sup> trimestre 1996, caractérisé par une hausse de 1,8 % de la consommation en v.t., après une baisse de 1,3 % au T4 1995, le second semestre 1995 ayant été marqué par des attentats et grèves défavorables à la consommation ;

**1998 T1-2000 T1** : indicatrice valant un entre le 1<sup>er</sup> trimestre 1998 et le 1<sup>er</sup> trimestre 2000, au cours de laquelle la consommation croît plus vite que ne le suggèrent ses déterminants dans un contexte de baisse des prix des biens manufacturés ;

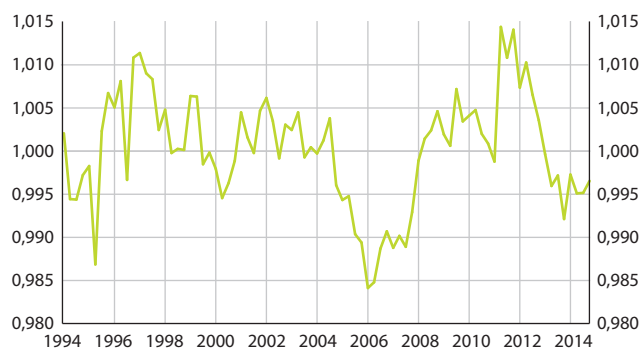
**Confiance** : résidu de la régression de l'indicateur de confiance de l'Insee sur la variation du RDB ;

**Prime à la casse** : indicatrice pour les subventions à l'achat d'automobiles valant un lors de la mise en œuvre des dispositifs, -1 lors de leur suppression, nulle le reste du temps.

La relation de long terme repose sur l'hypothèse que  $C = R + \alpha T$ , soit  $C/R = 1 + \alpha T/R$ . Comme  $T/R$  est proche de zéro, la relation de long terme repose sur l'approximation  $\ln C/R \approx \alpha T/R$ .

Les fluctuations de court terme de la consommation sont déterminées par la variation du taux de chômage, associée à un coefficient négatif suggérant un comportement d'épargne de précaution face à la dégradation des perspectives de revenu, ainsi que par la variation du revenu disponible brut (RDB), augmenté des flux de crédits à la consommation.

### G2 Ratio de la simulation dynamique de la consommation sur la consommation observée



Lecture : au 1<sup>er</sup> trimestre 2014, la consommation estimée à partir de l'équation 1 est sous-estimée de 0,1 %.

Sources : comptes nationaux trimestriels en prix chaînés en base 2010 (millions d'euros), simulations à partir du modèle Mascotte.

L'équation est estimée sur données trimestrielles sur la période 1994-2014, une rupture de tendance étant identifiée en 1993<sup>1</sup>. Ainsi, deux variables significatives lorsque la période d'estimation inclut les années 1970-1980 ne le sont plus lorsque la période d'estimation est réduite : la variation des taux courts réels, qui, associée à un coefficient négatif, suggérerait un effet de lissage inter-temporel de la consommation<sup>2</sup>, et l'inflation, qui, associée à un coefficient négatif, suggérerait un effet d'encasements réelles.

L'équation 1 tend à surestimer la consommation entre 2008 et 2013 (cf. graphique 2), un biais qui se retrouve également dans un modèle de l'Insee (Faure et al., 2012).

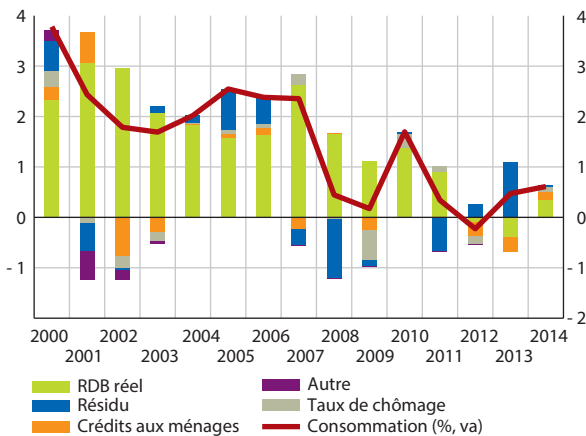
La hausse du taux de chômage, qui passe de 7,4 % en 2008 à 10,3 % en 2014, et le ralentissement du pouvoir d'achat (de 2,4 % en moyenne annuelle sur la période 2000-2007 à 0,5 % sur la période 2008-2014) ne suffisent pas à expliquer le ralentissement de la consommation observé pendant la grande récession (cf. graphique 3).

<sup>1</sup> Les changements structurels tels que la désinflation des années 1980, la libéralisation financière depuis 1986, le creusement des déficits publics ou les réformes successives du régime des retraites ont ainsi pu affecter les comportements de consommation des ménages.

<sup>2</sup> La hausse des taux d'intérêt réels réduit la valeur actualisée de la consommation future par rapport à la consommation présente, et incite à substituer l'épargne à la consommation présente pour lisser la consommation dans le temps.

### G3 Contributions à la variation annuelle de la consommation

(points de pourcentage)



Lecture : en 2014, la croissance du pouvoir d'achat des ménages contribue pour 0,4 point de pourcentage à la hausse de 0,6 % de la consommation; la baisse du taux de chômage, pour 0,1 point de pourcentage et la hausse du crédit pour 0,1 point de pourcentage.

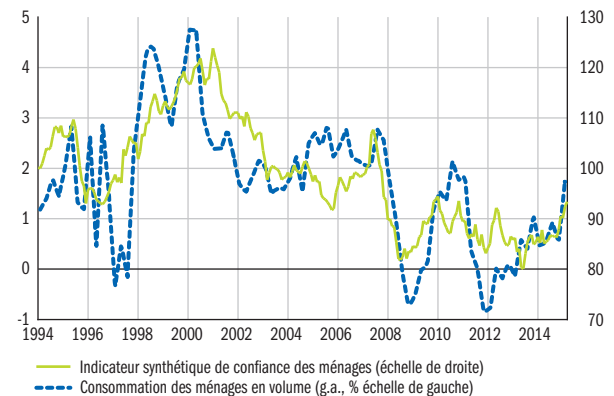
Le biais de surestimation pourrait tenir à l'omission de certaines variables. Pour mieux expliquer la hausse du taux d'épargne, plusieurs hypothèses sont testées successivement : d'abord, l'impact de la détérioration de la confiance des ménages sur leurs comportements de consommation ; ensuite, les effets de composition du revenu disponible. Enfin, une hypothèse moins usuelle est avancée : le changement d'anticipations des ménages quant à leurs perspectives de revenu permanent.

### La baisse de la confiance des ménages a contribué à la hausse du taux d'épargne, mais n'explique que partiellement le ralentissement de la consommation

La confiance des ménages, mesurée par l'enquête mensuelle de l'Insee, s'est fortement dégradée pendant la grande récession (cf. graphique 4) et s'est établie, depuis septembre 2007, en dessous de sa moyenne historique (normalisée à cent). Ce recul a coïncidé avec le ralentissement de la consommation. L'incertitude sur les perspectives d'emploi et de revenu aurait ainsi pu favoriser la constitution d'une épargne de précaution.

Un indicateur <sup>3</sup> reflétant la confiance des ménages est ajouté à l'équation de consommation pour mettre en évidence un motif d'épargne de précaution (cf. tableau 1, équation 2). Cette spécification permet de limiter légèrement la surestimation de la consommation en 2008, et réduit sa sous-estimation en 2011 et 2013.

### G4 Indicateur de confiance des ménages et consommation

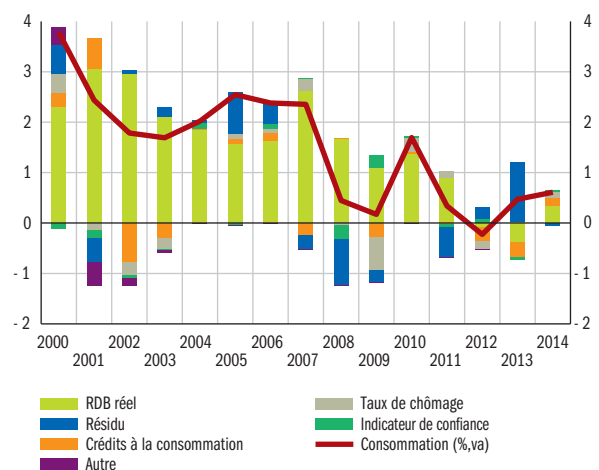


Sources : Insee, indicateur synthétique de confiance des ménages et comptes nationaux trimestriels en base 2010.

Selon nos estimations, un choc d'un écart-type sur l'indicateur de confiance induit une variation de 0,1 % de la consommation en volume. La baisse de la

### G5 Contribution de l'indicateur de confiance à la variation de la consommation

(points de pourcentage)



Lecture : en 2008, la dégradation de la confiance des ménages grève de -0,3 point de pourcentage la croissance de la consommation.

<sup>3</sup> L'indicateur synthétique de confiance de l'Insee étant corrélé au revenu, utilisé comme exogène dans l'équation de consommation, la variation de cet indicateur est régressée sur la variation du revenu et une constante (la variation du taux de chômage, également testée, n'est pas significative). Le résidu de cette régression est utilisé comme indicateur de confiance des ménages (Faure et al., 2012).

confiance des ménages contribue, en ne l'expliquant cependant que partiellement, au ralentissement de la consommation observé entre 2007 et 2009 ainsi qu'en 2011 (cf. graphique 5).

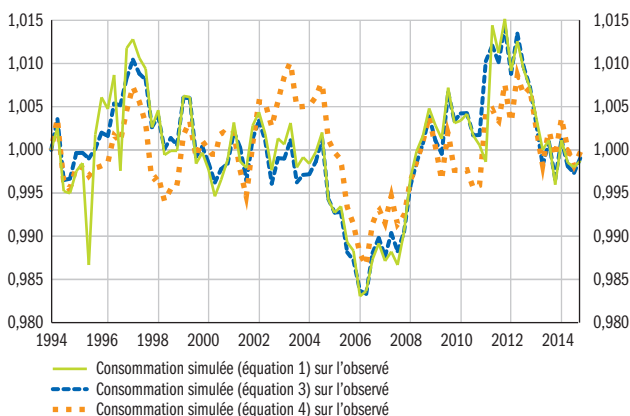
### **Le contrecoup des dispositifs de subvention à l'achat d'automobiles contribue au ralentissement de la consommation en 2012**

Le biais de surestimation pourrait tenir à l'omission d'autres variables. Nous nous intéressons notamment à la spécificité des achats d'automobiles, qui, en valeur, représentent 5 % de la consommation de biens et services, mais sont extrêmement volatils. Entre le quatrième trimestre 2008 et le quatrième trimestre 2010, les acquisitions d'automobiles ont été soutenues par des subventions à l'achat<sup>4</sup>.

Pendant la durée du dispositif, les achats de véhicules ont contribué positivement à la consommation des ménages. Les achats d'automobiles ont connu ensuite un contrecoup après la disparition du dispositif début 2011, contribuant négativement à la consommation totale. Ainsi, les immatriculations de voitures particulières neuves, qui reculaient de 1 % en 2008 par rapport à 2007, ont rebondi en 2009 (+ 11 %, soit 221 700 immatriculations supplémentaires), avant de se replier de 2010 à 2013.

#### **G6 Ratio de la simulation dynamique de la consommation sur la consommation observée**

(points de pourcentage)



Lecture : au 1<sup>er</sup> trimestre 2014, la consommation estimée à partir de l'équation 3 est sous-estimée de 0,1 %.

L'ajout d'une indicatrice captant l'impact des subventions automobiles (cf. tableau 1, équation 3) ne permet cependant de limiter que faiblement la surestimation de la consommation en 2009 (cf. graphique 6).

### **La modification de la composition du revenu des ménages explique le ralentissement de la consommation**

La modification des sources de revenu des ménages observée depuis le début de la grande récession pourrait avoir influé sur leur consommation, du fait de propensions différentes à consommer chaque type de revenu (revenu d'activité vs revenu de remplacement, par exemple).

Du côté des ressources, le poids des salaires dans le revenu, stable entre 2000 et 2007, a progressé, passant de 60,1 % en 2007 à 62,0 % en 2014. La part de l'EBE des entrepreneurs individuels, tendanciellement en déclin du fait de la généralisation de l'emploi salarié et du recul de l'emploi agricole, a connu une baisse accélérée pendant la grande récession, passant de 10,1 % du revenu disponible brut en 2007 à 8,6 % en 2014. En revanche, le poids des prestations sociales dans le revenu s'est accru, de 30,6 % en 2007 à 34,9 % en 2014. Cette progression reflète celle des pensions de retraite et, dans une bien moindre mesure, des allocations de chômage. La progression du poids des revenus de remplacement pendant la grande récession pourrait expliquer le ralentissement de la consommation, à supposer que les ménages âgés ou en situation de précarité aient des comportements différents des ménages salariés.

L'équation 4 (cf. tableau 2) teste les effets de composition du revenu, selon une spécification inspirée de Bonnet et Dubois (1995).

<sup>4</sup> De février 1994 à juin 1995, le gouvernement Balladur accorde une prime en contrepartie de l'achat d'un véhicule neuf et de la mise à la casse d'un véhicule ancien. En septembre 1995, le gouvernement Juppé augmente le montant de cette prime, valable jusqu'en septembre 1996. Mise en place fin 2008, la « prime à la casse » du gouvernement Sarkozy a été durcie en janvier 2010 et supprimée le 1<sup>er</sup> janvier 2011. En 2012, le superbonus versé en cas d'acquisition d'un véhicule propre et mise à la casse d'un véhicule ancien est également durci. Pendant les années 1990 comme pendant la grande récession, tant que dure le dispositif de subventions, le rebond de la consommation d'automobiles contribue fortement à la consommation totale, notamment juste avant la suppression ou le durcissement du dispositif. Les achats d'automobiles, qui représentent 5 % de la consommation des ménages, connaissent ensuite un contrecoup après la disparition du dispositif.

## T2 Estimation des effets de composition du revenu

Équation 4		
$\Delta \log C_t$		
	Coefficient	$\sigma$
Constante	<b>-0,15</b>	0,04
$\ln \left( \frac{C_{t-1}}{R_{t-1}} \right)$	<b>-0,22</b>	0,05
$\left( \frac{\text{Masse salariale}_{t-1}}{R_{t-1}} \right)$	<b>0,15</b>	0,05
$\left( \frac{\text{EBE EI}_{t-1}}{R_{t-1}} \right)$	<b>0,22</b>	0,05
$\Delta$ chômage <sub>t</sub>	<b>-0,58.10<sup>-2</sup></b>	0,18.10 <sup>-2</sup>
1996T1	<b>0,01</b>	0,34.10 <sup>-2</sup>
1998T1-2000T1	<b>0,46.10<sup>-2</sup></b>	0,13.10 <sup>-2</sup>
Confiance <sub>t</sub>	<b>0,04.10<sup>-2</sup></b>	0,01.10 <sup>-2</sup>
Prime à la casse	<b>0,01</b>	0,14.10 <sup>-2</sup>
R <sup>2</sup> ajusté	0,69	
SER	0,0032	
Estimation	1994T1-2014T4	

Cette décomposition<sup>5</sup> met en évidence une propension à consommer des salaires et de l'EBE des entrepreneurs individuels plus élevée, ce qui tient au caractère plus persistant de ce type de revenu. En revanche, le poids des prestations sociales ne ressort pas, ce qui suggère que la hausse des prestations sociales pendant la crise n'a pas soutenu la consommation, l'obtention d'un revenu de remplacement tel que les allocations chômage ne permettant pas de compenser la perte d'un revenu plus persistant, comme les salaires ou l'EBE. Le poids des revenus de la propriété et des intérêts nets n'est pas non plus significatif.

Si la hausse du poids des salaires dans le revenu est supposée soutenir la consommation, cet effet positif est plus que compensé par le déclin du poids de l'EBE, dont la propension à être consommé est plus élevée. La prise en compte des effets de composition du revenu permet donc de réduire le biais de surestimation de la consommation pendant la grande récession. Cette spécification tend toutefois à sous-estimer la consommation entre le troisième trimestre 2008 et le deuxième trimestre 2009 (cf. graphique 6), deux périodes caractérisées par le fort recul de l'EBE.

### La crise pourrait avoir conduit les ménages à modifier leurs anticipations de revenu permanent et entraîné une baisse de la consommation

Finalement, une hypothèse qui ne peut pas être testée économétriquement est avancée. La crise a pu conduire les ménages à réviser à la baisse leurs anticipations de revenu permanent. La dernière vague de l'enquête PATER suggère ainsi que les ménages interrogés en 2011 nourrissent des anticipations plus pessimistes sur leurs perspectives de salaires et la probabilité de connaître le chômage qu'en 2007 (Arrondel et Masson, 2014). Dans une logique de lissage inter-temporel de la consommation, cette révision justifierait la baisse de la consommation présente et la hausse du taux d'épargne.

Pour illustrer cette hypothèse, nous considérons un modèle de croissance néoclassique incluant des chocs sur la croissance de la productivité, spécifiés comme des chocs sur la tendance de la productivité (Aguar et Gopinath, 2007). Nous étudions la réaction de la consommation et de l'épargne des ménages lorsque leurs anticipations de revenu permanent sont révisées à l'aide de chocs d'information affectant la croissance de la productivité.

La simulation repose sur l'hypothèse qu'en 2009 (période 0 du modèle), les ménages anticipent qu'une baisse permanente de la croissance de la productivité de 1,3 % se matérialisera au cours des cinq prochaines années. En 2011, les ménages reçoivent un second choc, annonçant une nouvelle baisse de la croissance de leur revenu permanent, de telle sorte que celle-ci devienne nulle à la fin de 2016. Chacun de ces chocs est permanent.

Les simulations suggèrent qu'en réponse à un choc d'information négatif sur les perspectives de revenu, les ménages épargnent davantage. Dans un premier

<sup>5</sup> Le revenu disponible brut peut en effet être décomposé de la manière suivante :

$$\text{Revenu (R)} = \text{Salaires (S)} + \text{EBE} + \text{Autres (A)}$$

La consommation peut alors s'exprimer de la manière suivante :

$$C = \alpha \cdot A + \beta \cdot S + \gamma \cdot \text{EBE} = \alpha \cdot (R - S - \text{EBE}) + \beta \cdot S + \gamma \cdot \text{EBE}$$

$$C = \alpha R \cdot \left[ 1 + \frac{(\beta - \alpha)}{\alpha} \cdot \frac{S}{RDB} + \frac{(\gamma - \alpha)}{\alpha} \cdot \frac{\text{EBE}}{R} \right]$$

L'expression  $\ln \frac{C}{R} = \ln \alpha + \frac{(\beta - \alpha)}{\alpha} \cdot \frac{S}{R} + \frac{(\gamma - \alpha)}{\alpha} \cdot \frac{\text{EBE}}{R}$  est obtenue après passage en logarithme et en faisant une approximation linéaire.



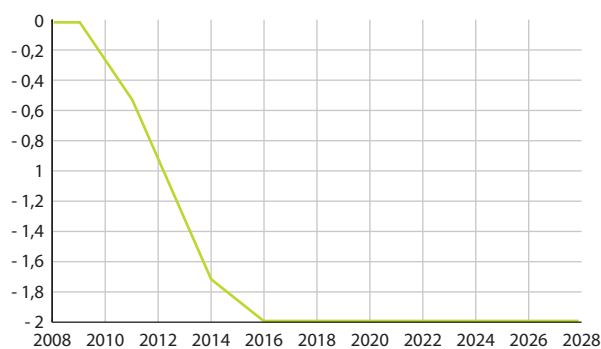
temps, le taux d'épargne sur-réagit (cf. graphique 7), avant de baisser pour se stabiliser à un niveau inférieur à sa valeur d'équilibre initiale.

Cette réaction pourrait être liée à un motif de lissage de la consommation, les ménages constatant qu'ils n'ont pas épargné suffisamment pour faire face à une baisse future de la croissance de la productivité. En France, la hausse du taux de chômage (de 8,0 % en 2007 à 10,3 % en 2014), les réformes du système des retraites ou une révision des perspectives de croissance de long terme pourraient avoir conduit les ménages à réviser leurs anticipations de revenu et expliquer la persistance d'un taux d'épargne élevé.

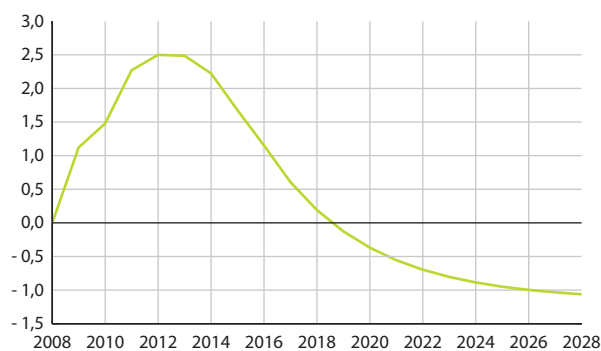
## G7 Réponse du taux d'épargne à un choc d'information

(écarts par rapport à l'état stationnaire, en pourcentage)

a) Choc d'information



b) Taux d'épargne



## Références

**Aguiar (M.) et Gopinath (G.) (2007)**

« *Emerging Market Business Cycles: the Cycle is the Trend* », *Journal of Political Economy*, 115(1): 69-102.

**Arrondel (L.) et Masson (A.) (2014)**

« Mesurer les préférences des épargnants, comment et pourquoi (en temps de crise) ? », *Économie et statistique* n° 467-468, juin.

**Baghli (M.), Brunhes-Lesage (V.), De Bandt (O.), Fraise (H.) et Villetelle (J.-P.) (2004)**

« Le modèle de prévision Mascotte pour l'économie française : principales propriétés et résultats de variantes », *Notes d'études et de recherche de la Banque de France*, n° 106, février.

**Bonnet (X.) et Dubois (E.) (1995)**

« Peut-on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990 ? », *Économie et prévision*, n° 121, pp. 39-58.

**Faure (M.-E.), Kerdrain (C.) et Soual (H.) (2012)**

« La consommation des ménages dans la crise », *Note de conjoncture*, Insee, juin, pp. 23-37.

### Éditeur

Banque de France

### Directeur de la publication

Marc-Olivier STRAUSS-KAHN

### Directeur de la rédaction

Françoise DRUMETZ

### Réalisation

Direction de la Communication

Septembre 2015

[www.banque-france.fr](http://www.banque-france.fr)