

---

# Dossier

---

## La consommation des ménages français depuis 2009 : rôle du système fiscal-social

*José Bardaji, Matthieu Lequien, Aurélien Poissonnier\**

De 2008 à 2013, la consommation des ménages français a crû très faiblement : + 0,4 % en moyenne par an contre + 2,4 % sur les années 2000. Ce net ralentissement est lié à celui du pouvoir d'achat du revenu des ménages, qui a fortement ralenti entre les deux périodes : de 2,4 % en moyenne par an à 0,4 % également. Pour autant, depuis la grande récession, la croissance de la consommation s'est écartée assez sensiblement de celle du revenu, d'abord à la baisse en 2009 puis à la hausse entre 2010 et 2013 et cet écart ne s'explique que partiellement par ses déterminants habituellement mis en avant que sont l'inflation, le taux de chômage et les taux d'intérêt. Comment peut-on expliquer ces évolutions de la consommation ?

Deux facteurs sont examinés, liés au contexte économique de cette période marquée par la grande récession de 2009 et par la crise des dettes souveraines. Le premier facteur correspond à la composition du revenu des ménages qui a connu des changements importants, notamment une baisse de la part des revenus d'activité non salariaux et une hausse de celle des prestations. Or les ménages épargnent probablement davantage des revenus non salariaux que salariaux ; les ménages recevant des prestations peuvent même désépargner, s'ils font face à une situation de baisse temporaire des revenus. Néanmoins, les changements dans la composition des revenus ne permettent pas d'expliquer l'évolution de la consommation sur la période récente.

Le second facteur est l'influence de la politique budgétaire, au-delà de son impact direct sur le revenu au travers d'une hausse des impôts, par exemple. La très forte dégradation pendant la crise suivie du rétablissement progressif des finances publiques à partir de 2011 aurait légèrement influé sur le comportement d'épargne des ménages, d'abord à la hausse puis à la baisse. Cette influence peut provenir de la perspective pour les ménages d'une future hausse (puis baisse) des impôts, mais pourrait capter aussi l'ajustement de l'épargne de précaution à la situation économique particulière de cette période et surtout aux fortes incertitudes.

### Le revenu des ménages est le principal déterminant de la consommation, mais pas le seul

Le revenu et la richesse des ménages constituent les premiers déterminants de la consommation mis en avant par la littérature théorique comme empirique. Dans une perspective de « cycle de vie », les ménages déterminent en effet leur consommation en fonction de la chronique de revenus qu'ils anticipent percevoir au cours des années à venir, ramenée à la valeur d'aujourd'hui à l'aide du taux d'intérêt. Les ménages épargnent lorsqu'ils anticipent une perte de revenu future (par exemple en prévision de la retraite) et à l'inverse désépargnent lorsque le revenu est temporairement faible. La consommation est ainsi déterminée par la somme actualisée par le taux d'intérêt des revenus du travail anticipés par le ménage et des revenus qu'il tirera de ses actifs financiers, nets des dettes qu'il peut avoir contractées. La valeur des actifs étant en théorie égale à la

---

\* José Bardaji, Matthieu Lequien, Aurélien Poissonnier, Insee.

somme des revenus financiers actualisée, la richesse détenue par les ménages est aussi un déterminant théorique de la consommation. De fait, les estimations menées sur données américaines ou britanniques font ressortir l'impact du revenu et de la richesse sur la consommation des ménages. Les effets de richesse semblent toutefois beaucoup moins présents en France qu'aux États-Unis : Bonnet et Dubois (1995) ainsi que plus récemment Bonnet et Poncet (2004) ou Aviat, Bricongne et Pionnier (2007) échouent à mettre en évidence une relation solide entre consommation et richesse sur données françaises. Les estimations menées dans ce dossier ignoreront donc cet effet.

Par ailleurs, Carroll, Hall et Zeldes (1992) proposent l'idée d'un consommateur prudent, épargnant en prévision des aléas futurs, mais aussi impatient. Cela le conduit ainsi à consommer selon son revenu courant une fois qu'il s'est constitué un volant minimal d'épargne de précaution, lui permettant d'éviter de se trouver sans ressource en cas de perte d'emploi. Cette épargne est malgré tout insuffisante pour lisser complètement sa consommation sur son cycle de vie. Une telle approche rend compte du lien fort entre consommation et revenu courant largement établi dans la littérature empirique<sup>1</sup>. Carroll (1994) trouve ainsi sur données américaines que la consommation courante est liée au revenu courant, mais ne l'est pas à l'évolution prévisible des revenus futurs, ce qui signale l'impatience des ménages. Lollivier (1999a) trouve également ce résultat sur données françaises.

Sur données macroéconomiques françaises, le revenu courant ressort en général comme un déterminant essentiel de la consommation, mais également les revenus passés, que cela traduise le fait que les ménages construisent leurs anticipations de revenu en extrapolant leurs revenus passés, ou une certaine inertie des comportements de consommation face à une variation imprévue de leur revenu.

### **La consommation réagit aussi à l'inflation et au taux d'intérêt...**

L'inflation joue également un rôle sur la consommation en érodant le revenu et la richesse, ce qui pousse souvent à considérer toutes ces grandeurs en termes réels, c'est-à-dire hors inflation. Cette dernière peut influencer sur la consommation *via* deux effets supplémentaires et opposés : d'un côté, les anticipations d'inflation peuvent inciter à anticiper certains achats (comportement dit de fuite devant la monnaie) ; de l'autre, l'inflation réduit le pouvoir d'achat des liquidités disponibles, ce qui pousse les ménages à épargner davantage. Empiriquement, le second effet, appelé « effet Pigou » ou d'encaisses réelles, domine (sur données françaises Bonnet et Dubois, 1995).

Le taux d'intérêt affecte la consommation de manière ambivalente. D'abord, une montée des taux d'intérêt réduit le prix actualisé de la consommation future par rapport à la consommation courante, cet effet de substitution poussant l'épargne à la hausse. En outre, elle peut réduire la valeur de certains actifs détenus par les ménages, ce qui déprimerait la consommation par un effet richesse. En revanche, elle augmente les revenus futurs du patrimoine des ménages, ce qui les pousse à consommer plus aujourd'hui et dans le futur. Cet effet revenu découle du fait qu'en moyenne, les ménages ont une richesse nette positive (la hausse des revenus sur leurs actifs l'emporte sur celle du service de leur dette). Toutefois, raisonner à un niveau agrégé peut masquer l'hétérogénéité des comportements<sup>2</sup> : un ménage avec de forts revenus du capital est en moyenne plus aisé et sa propension à consommer est donc en général plus faible<sup>3</sup>.

1. Ce parallélisme entre revenu et consommation peut aussi s'expliquer par une certaine myopie des consommateurs, qui adapteraient leur consommation à leur revenu disponible courant.

2. Une hausse des taux d'intérêt pèse sur la consommation des ménages en renchérissant le coût des nouveaux crédits et n'augmente que faiblement la consommation des épargnants les plus riches, du fait de leur faible propension à consommer, si bien que cet effet revenu peut être assez faible en définitive.

3. La propension à consommer un type de revenu est la part de ce revenu dédiée à la consommation. D'après Accardo (2009) et Insee (2013), les ménages avec les revenus les plus élevés, appartenant au 5<sup>e</sup> quintile, disposent de plus de revenus de capital et épargnent 35 % de leurs revenus, soit nettement plus que la moyenne des ménages. Ils ont donc une propension plus faible à consommer leur revenu.

La consommation peut aussi répondre à d'autres déterminants. Le chômage, au-delà de son effet sur le revenu courant qui est capturé par la variable de revenu, réduit les anticipations de revenu futur et augmente l'incertitude sur celui-ci (Lollivier, 1999b ; Bonnet et Poncet, 2004). Par conséquent, une hausse du chômage devrait pénaliser la consommation *via* une hausse de l'épargne de précaution. Cet effet pourrait toutefois être limité à long terme si la réduction de leurs revenus conduit les ménages touchés par le chômage à consommer une part très importante de leur revenu courant, conduisant ainsi à faire baisser le taux d'épargne agrégé. La confiance des ménages peut renseigner directement sur l'état d'esprit des ménages et leur envie de consommer et permettre de capter la part des anticipations qui ne se déduit pas de la valeur de ses déterminants mesurables tels que le revenu (Lollivier, 1999b). Finalement, d'autres variables ou des indicatrices peuvent capter des mesures ponctuelles de politique économique, comme une prime à la casse ou la mise en place d'un bonus/malus écologique qui joue sur les achats automobiles, ou des événements climatiques, comme un hiver plus ou moins rigoureux. Ces deux derniers effets peuvent être particulièrement importants dans une analyse infra-annuelle de la consommation ; autrement, ils restent plus marginaux.

### **...et potentiellement à l'évolution des finances publiques**

La relation entre consommation et revenu courant est aussi souvent étudiée en lien avec la politique budgétaire, puisque cette dernière est une source majeure de chocs sur le revenu, visibles à l'échelle macroéconomique. Jusqu'à présent, les ménages ont été supposés ajuster leur consommation en fonction du revenu courant, ou d'une extrapolation de leurs revenus passés. Par conséquent, une baisse des impôts payés par les ménages est supposée augmenter leur consommation. *A contrario*, comme l'a montré Barro (1974), si les ménages sont parfaitement rationnels et se soucient des besoins futurs de leur descendance, une baisse des impôts ne doit pas affecter leurs dépenses de consommation. En effet, dans ce cadre, les ménages sont conscients que les dépenses publiques passées et futures sont exactement payées par les impôts passés et futurs. Tant que le chemin de dépenses n'est pas modifié, ils savent que la somme actualisée des impôts dont ils doivent s'acquitter restera la même et ils ajustent donc leur épargne, par exemple à la hausse en prévision de la hausse future des taxes : c'est l'équivalence ricardienne. Dans ce cadre, une baisse permanente des dépenses publiques, en réduisant implicitement les impôts à acquitter dans le futur, est exactement compensée par une hausse équivalente de la consommation privée, si bien que l'activité n'en est pas affectée. Finalement, le multiplicateur budgétaire serait théoriquement nul dans ce cadre d'analyse.

Des modélisations plus récentes ont été développées pour rendre compte de consolidations budgétaires qui ont été accompagnées par une hausse de l'activité, c'est-à-dire un multiplicateur budgétaire négatif. C'est l'existence de non-linéarités dans la réaction des agents qui expliquerait alors le plus souvent ce comportement qualifié d'« anti-keynésien ». Le modèle néoclassique peut être enrichi avec le niveau permanent des dépenses publiques, qui détermine le comportement d'offre des entreprises à travers le niveau induit de la taxation. Selon cette modélisation, une baisse pérenne des dépenses réduit la pression fiscale et les distorsions associées, ce qui entraîne une hausse de la production à long terme. La consommation augmente, quant à elle, dès que les ménages anticipent cette baisse des dépenses. Bertola et Drazen (1993) et Sutherland (1997) ont enrichi le modèle néokeynésien de non-linéarités provenant du niveau de la dette publique : au-delà d'un certain niveau d'endettement public, les agents en attendent des conséquences néfastes sur l'activité. Dans ce modèle, un engagement crédible à diminuer cet endettement pourrait alors relancer la consommation.

Quelques études ont testé le comportement ricardien des ménages français et ont obtenu des résultats contrastés. De Serres et Pelgrin (2003) estiment que la hausse du déficit public est compensée pour un tiers par une hausse de l'épargne privée. Pour Fraise (2004), la hausse du

déficit public est compensée par une hausse d'épargne privée pour un quart à court terme mais n'est pas compensée à long terme. Ces estimations de la réponse de l'épargne privée, puisqu'elles sont plus proches de 0 que de 1, indiqueraient un comportement keynésien. Au contraire, Röhn (2010) aboutit plutôt à un comportement ricardien à court terme puisque l'épargne privée augmente d'autant que le déficit public (issu d'une baisse d'impôts). À long terme, l'épargne privée augmente de la moitié de la hausse du déficit public. Sur le panel de 16 pays de l'OCDE qu'il étudie, il trouve même en moyenne une hausse d'épargne privée qui fait un peu plus que compenser la hausse du déficit public à court et long terme.

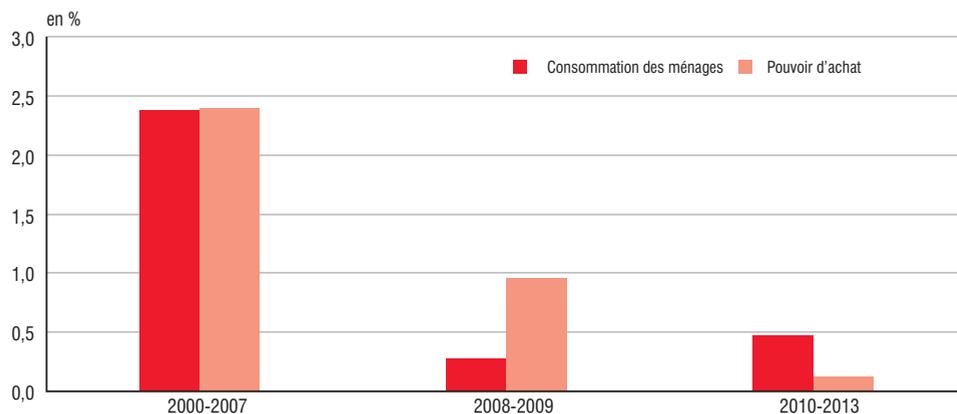
## Depuis la grande récession, les évolutions de la consommation des ménages sont-elles en partie expliquées par les modifications du revenu ? par un comportement ricardien ?

De 2008 à 2013, la consommation des ménages français a crû très faiblement : + 0,4 % en moyenne par an contre + 2,4 % sur les années 2000. Ce net ralentissement est lié à celui du pouvoir d'achat du revenu des ménages, qui a fortement ralenti entre les deux périodes : de 2,4 % en moyenne par an à 0,4 % également. Depuis la grande récession, la croissance de la consommation s'est en revanche écartée assez sensiblement de celle du revenu, d'abord à la baisse en 2009 puis à la hausse entre 2010 et 2013 (*figure 1*).

Comme vu précédemment, la consommation des ménages peut être reliée à un ensemble large de déterminants. Une modélisation macroéconométrique permet d'en comprendre l'évolution, en quantifiant la contribution de chacun des déterminants. Il n'en restera pas moins une partie inexpliquée que nous chercherons à analyser, notamment depuis 2007.

La première modélisation présentée vise donc à déterminer le comportement de consommation des ménages uniquement à partir des principaux déterminants usuels que sont le revenu, l'inflation, les taux d'intérêt et le taux de chômage (*encadré 1.2*). Pour prendre en compte le fait que certaines de ces séries présentent une tendance, une modélisation dite à correction d'erreur s'impose (*encadré 1.1*).

### 1. Consommation et pouvoir d'achat des ménages



Champ : France.

Lecture : entre 2000 et 2007, la consommation des ménages a crû de 2,4% en moyenne par an comme le pouvoir d'achat.

Source : Insee, *comptes nationaux annuels*.

## Modélisation du comportement de consommation des ménages

### 1. Introduction des modèles à correction d'erreur

La théorie économique fournit des déterminants *a priori* de la consommation des ménages que l'on souhaite vérifier à travers une représentation empirique. Au même titre que les principaux comportements économiques des agents (salaires, dépenses d'investissement, exportations, etc.), cette représentation doit tenir compte des propriétés stochastiques des grandeurs macroéconomiques, et notamment de leur caractère tendanciel qui justifie l'écriture de modèles à correction d'erreur.

S'il s'agit bien d'une relation pertinente, l'écart entre la consommation et ses déterminants de long terme doit être un processus dont la moyenne et la variance sont indépendantes du temps (on parle de processus stationnaire). Il existe alors une combinaison linéaire de ces variables, appelée « relation de cointégration » ou « relation d'équilibre ». Cette relation n'est toutefois vérifiée qu'à long terme, c'est-à-dire lorsque toutes les grandeurs macroéconomiques sont sur leur sentier de croissance. Or des chocs ponctuels peuvent écarter la consommation de sa cible de façon temporaire : la force de rappel vers le comportement de long terme ne comble l'écart qu'en plusieurs périodes, traduisant les délais d'ajustement dans l'économie. De fait, l'évolution de la consommation sera non seulement gouvernée par son écart à sa cible de long terme, mais également par des fluctuations de court terme.

En conclusion, un modèle à correction d'erreur décrit les variations de court terme de la consommation en fonction de celles du revenu et d'autres variables, tout en prenant en compte le fait que la consommation doit se rapprocher d'un niveau cible.

### 2. Formulation de l'équation macroéconomique de consommation standard - spécification 1

La modélisation standard d'une équation de consommation prend la forme suivante :

$$\Delta c = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta c_{-1} + \beta \{(\Delta CRETRES) / RDB\}_{-1} + \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_i \Delta rdb_{-i} + \delta_i \Delta \pi_{-i} - \mu [c - rdb]_{-1}$$

où toutes les variables en minuscule sont exprimées en logarithme et  $\Delta x$  représente la différence première de la variable  $x$ .

- $c$  représente la consommation des ménages en volume aux prix de l'année précédente chaînés ;
- $CRETRES$  l'encours de crédit à la consommation des ménages ;
- $rdb(r)$  le revenu disponible brut (réel, déflaté par le prix de la consommation) ;
- $\pi$  l'inflation.

À noter que d'autres déterminants théoriques usuels ont également été testés à court terme et à long terme, comme le taux de chômage et les taux réels à court terme (euribor à trois mois) et à long terme (OAT à 10 ans), mais ne sont pas significatifs.

Les termes de la première ligne correspondent à la dynamique de court terme, la seconde reprend l'équation de long terme : c'est la « correction d'erreur ». Le coefficient  $\mu$  correspond à la force de rappel : il est positif, compris entre 0 et 1, et exprime le degré avec lequel la consommation sera « rappelée » vers la cible de long terme. Pour un mésajustement de 1 %, la force de rappel contribuera pour  $\mu$  % à la variation de la consommation. Dit autrement, plus le coefficient est grand, plus l'écart entre la consommation et sa cible de long terme sera comblé rapidement.

L'estimation est menée sur données annuelles entre 1971 et 2011. Pour des raisons statistiques liées à la taille de notre échantillon et au nombre de variables, le modèle est estimé en une seule étape (*figure*).

### 3. Enrichissement de la spécification par les différentes composantes du revenu des ménages – spécification 2

La relation précédente est enrichie en distinguant deux composantes  $Y_1$  et  $Y_2$  du revenu ( $RDB = Y_1 + Y_2$ ) à l'image de Bonnet et Dubois (1995) :  $C = \theta_1 Y_1 + \theta_2 Y_2 = \theta_1 RDB + (\theta_2 - \theta_1) Y_2 = \theta_1 RDB + (1 + (\theta_2 - \theta_1)/\theta_1) Y_2 / RDB$

soit, après passage au logarithme<sup>1</sup> :  $c = rdb + \log(1 + (\theta_2 - \theta_1)/\theta_1) + \log(\theta_1)$

soit, après linéarisation et sous l'hypothèse que  $\theta_1 \approx \theta_2$  :  $c = rdb + (\theta_2 - \theta_1)/\theta_1 Y_2/RDB + \log(\theta_1)$

1. La relation  $\log(C) - \log(RDB) = c - rdb$  provient du fait que le déflateur utilisé au numérateur et au dénominateur est le même.

### Encadré 1 (suite)

Sous cette nouvelle forme, la propension à consommer  $Y_2$  s'écarte de celle à consommer les autres revenus : elle lui est supérieure (ou inférieure) d'un facteur  $\theta_2/\theta_1$  si celui-ci est supérieur (ou inférieur) à 1.

Pour  $Y_2$ , on considère :

- $Re$  : rémunération (masse salariale super-brute) versée aux ménages ;
- $B2$  et  $B3$  : excédent brut d'exploitation (EBE) et revenus mixtes dégagés par les ménages productifs respectivement ;
- $D4$  : revenus nets de la propriété ;
- $Prel$  : prélèvements obligatoires (cotisations sociales employeur et employé, impôts sur le revenu, CSG, CRDS, ...) ;
- $Prest$  : prestations sociales (pensions retraites, assurance chômage, allocations familiales)<sup>2</sup>.

### 4. Enrichissement de la spécification par des variables budgétaires – spécifications 3

La première spécification est enrichie en introduisant des variables budgétaires à court et à long terme de la manière suivante :

$$\Delta c = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta c_{-1} + \beta \{ (\Delta CRETRES) / RDB \}_{-1} + \sum_{i=0,1} \{ \gamma_i \Delta rdb_{-i} + \delta_i \Delta \pi_{-i} + \eta \Delta Tcho_{-i} \} + \sigma \Delta fisca - \mu [c - rdb - m_\pi \pi - m_{fisca} fisca]_{-1}$$

où  $fisca$  représente soit le solde public structurel primaire exprimé en point de  $RDB$  ( $SSP / RDB$ , spécifications 3.a et 3.c) soit est découpé en deux termes, les recettes structurelles et les dépenses structurelles hors investissement exprimées en point de  $RDB$  également (respectivement  $RECs / RDB$  et  $DEP\_hivts / RDB$  spécification 3b). Dans le cadre de la spécification à seuil, deux variables budgétaires sont introduites à court terme uniquement, suivant que la variation d'une année sur l'autre du solde structurel rapporté au  $RDB$  est supérieure ou égale à 1 point (la variable seuil vaut alors 1, et elle vaut 0 sinon).

### Estimation du comportement de consommation des ménages

	1. Standard		2. Avec effet de composition		3a. Avec le solde public structurel primaire		3b. Avec les recettes et dépenses structurelles		3c. Avec des effets de seuil	
	Coef.	Student	Coef.	Student	Coef.	Student	Coef.	Student	Coef.	Student
CT : constante	0,95	(5,5)	1,18	(4,2)	0,84	(4,9)	0,91	(3,3)	0,86	(5,5)
$\Delta rdb$	0,55	(7,0)	0,57	(6,6)	0,62	(7,4)	0,65	(5,5)	0,64	(8,4)
$(\Delta CRETRES / RDB)_{-1}$	1,20	(4,0)	1,11	(3,8)	0,94	(2,9)	0,83	(2,5)	1,12	(4,0)
$\Delta_2 \pi$	-0,16	(-3,0)	-0,15	(-2,9)	-0,16	(-3,1)	-0,17	(-3,3)	-0,15	(-3,2)
$\Delta (SSP / RDB)$	///	///	///	///	0,24	(2,4)	///	///	///	///
$\Delta (RECs / RDB)$	///	///	///	///	///	///	0,29	(2,3)	///	///
$\Delta (DEP\_hivts / RDB)$	///	///	///	///	///	///	-0,34	(-2,9)	///	///
$\Delta (SSP / RDB) \times \text{seuil}$	///	///	///	///	///	///	///	///	0,29	(3,2)
$\Delta (SSP / RDB) \times (1 - \text{seuil})$	///	///	///	///	///	///	///	///	-0,33	(-1,4)
LT : $c_{-1} - rdb_{-1}$	-0,21	(-5,4)	-0,31	(-4,3)	-0,19	(-4,9)	-0,21	(-3,1)	-0,19	(-5,4)
$(Prest / RDB)_{-1}$	///	///	0,46	(2,4)	///	///	///	///	///	///
$(B3 / RDB)_{-1}$	///	///	0,43	(2,3)	///	///	///	///	///	///
$(SSP / RDB)_{-1}$	///	///	///	///	0,05	(0,5)	///	///	///	///
$(RECs / RDB)_{-1}$	///	///	///	///	///	///	0,05	(0,5)	///	///
$(DEP\_hivts / RDB)_{-1}$	///	///	///	///	///	///	-0,05	(-0,4)	///	///
<b>Statistiques</b>										
$R^2_{adj}$ (en %)	76,2		78,5		78,7		79,9		81,7	
SER (en %)	0,71		0,67		0,67		0,65		0,62	
DW	2,50		2,50		2,55		2,51		2,45	

Champ : France.

Lecture : les statistiques de Student sont données entre parenthèses, le coefficient est significativement différent de 0 dès lors que la statistique de Student est supérieure en valeur absolue à 2. Par exemple, l'écriture de la spécification 2 est la suivante :

$$\Delta c = 1,18 + 0,57 \Delta rdb + 1,11 \{ (\Delta CRETRES) / RDB \}_{-1} - 0,15 (\pi - \pi_{-2}) - 0,31 [c - rdb]_{-1} + 0,46 (Prest / RDB)_{-1} + 0,43 (B3 / RDB)_{-1}$$

Source : Insee, comptes nationaux, calculs auteurs.

2. N'inclut pas les remboursements de l'assurance maladie ou les aides au logement qui sont des aides en « nature ».

La dynamique de long terme est résumée par une cible de taux d'épargne supposée constante. Dit autrement, une hausse de 1 % du revenu occasionnera à terme une hausse de la consommation de 1 % également. À court terme cependant, ce supplément de revenu n'est pas intégralement consommé, près de la moitié est épargnée (*encadré 1.2 - figure*). La consommation des ménages réagit avec un certain délai. Un choc positif de revenu occasionnera donc une hausse temporaire du taux d'épargne, lequel reviendra progressivement sur sa cible de long terme.

Le comportement de consommation des ménages est également enrichi de déterminants qui peuvent expliquer une modification temporaire de l'arbitrage consommation-épargne. La consommation dépend ainsi de l'inflation et, de manière plus structurelle, de l'accès au crédit. L'inflation pèse sur la consommation, confirmant la prédominance de l'effet d'encaisses réelles sur celui de fuite devant la monnaie. Au-delà de son impact direct *via* le pouvoir d'achat du revenu des ménages, un choc inflationniste d'un point pèsera à hauteur de 0,2 point sur la consommation la première année. Cependant, la désinflation des années 1980 ne permet pas à elle seule d'expliquer la baisse du taux d'épargne sur cette période. Le processus de libéralisation financière a également joué et la modélisation retenue intègre cette modification structurelle de l'économie en introduisant un indicateur, en l'occurrence une variable de crédit (plus précisément les flux, approchés par la variation des encours de crédits à la consommation, et rapportés au revenu disponible brut). Enfin, les taux d'intérêt réels (à court et à long terme) ainsi que le taux de chômage ne sont pas significatifs dans cette spécification.

### **En France, la consommation des ménages semble un peu plus faible qu'escompté par ses principaux déterminants pendant la grande récession**

La spécification rend globalement compte de la consommation des ménages depuis 40 ans (*figure 2*). Plus récemment, la moindre croissance de la consommation pendant les années 2008-2009 par rapport aux années 2000-2007 (+ 0,3 % contre + 2,4 % auparavant) provient en premier lieu du pouvoir d'achat du revenu, avec une contribution annuelle moyenne en recul de 0,9 point ; ce recul reste inférieur à celui de la croissance du pouvoir d'achat, illustrant une fois encore les délais d'ajustement de la consommation à un choc de revenu. L'inflation et la variable de crédit n'ont pas eu de grande influence. Une partie du ralentissement de la consommation sur la période 2008-2009 reste finalement inexpliquée par ces déterminants (1,2 point).

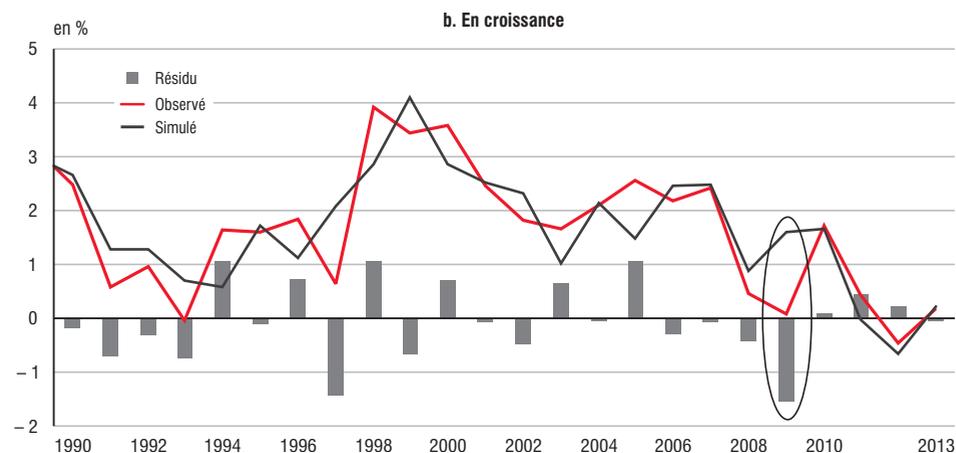
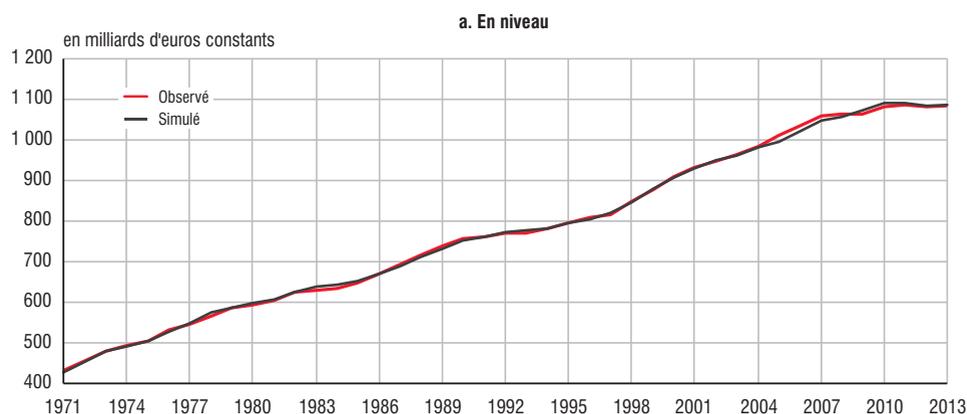
De fait, la consommation a été plus faible qu'attendu par ses principaux déterminants au moment des épisodes récessifs, et notamment en 2009<sup>4</sup> où sa croissance a été inférieure de 1,5 point à celle prévue, occasionnant une déconnexion en niveau résorbée sur les années suivantes. Cette partie inexpliquée de la consommation peut venir de l'omission de certains déterminants de la consommation.

Deux pistes directement liées à la grande récession sont donc examinées ici : (i) la modification de la composition du revenu des ménages induite par la crise et (ii) le caractère ricardien des ménages suite aux plans de relance puis à la consolidation.

---

4. En 2009, le résidu est important, représentant 1,5 point de pourcentage de la croissance de la consommation pour un écart-type moyen sur la période de 0,7 %, ce qui représente moins d'une occurrence sur 30. D'ailleurs, ce résidu est le plus important depuis 1971.

## 2. Consommation observée et simulée, modélisation usuelle



Champ : France.

Source : Insee, comptes nationaux annuels.

### Cette faiblesse de la consommation n'est pas liée à la modification du revenu sur la période

La grande récession suivie d'un rebond de l'activité en 2010-2011 puis d'une période de croissance atone en 2012-2013 a engendré des modifications de la part de chaque type de revenu dans le total du revenu des ménages. Cette modification est aussi en partie liée à la consolidation budgétaire menée depuis 2010, qui a principalement porté sur les recettes et en particulier sur les impôts affectant les revenus des ménages les plus aisés. La partie qui suit cherche ainsi à analyser comment cette modification des différents types de revenu a pu orienter le taux d'épargne des ménages, du fait de pensions différentes à consommer chaque type de revenu.

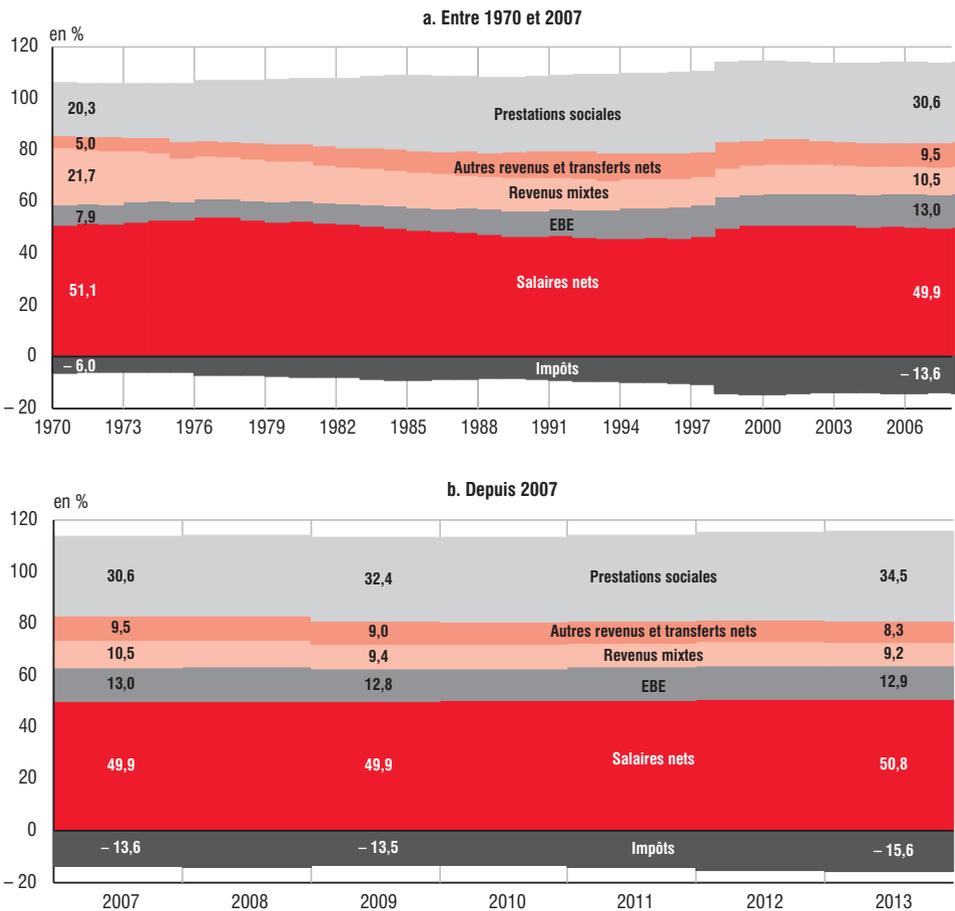
### Une modification substantielle de la composition du revenu des ménages depuis 40 ans et sur la période récente...

Le revenu disponible brut (RDB) des ménages comprend les revenus d'activité, les revenus du patrimoine, les transferts en provenance d'autres secteurs institutionnels et les prestations

sociales (y compris les pensions de retraite et les indemnités de chômage), nets des impôts directs (impôt sur le revenu, CSG et CRDS, taxe d'habitation, ISF).

De 1970 à 2007, la composition du revenu des ménages s'est profondément transformée. Si les salaires nets en représentent une part stable à environ 50 % (figure 3a), la part du revenu mixte des ménages (revenu d'activité des ménages non salariés) a baissé, passant de 22 % à 11 %. Cette modification tient à la « salarisation » croissante de l'économie. En miroir, sur la même période, les autres revenus nets (revenus de la propriété, notamment financiers) ont doublé en part du revenu, passant de 5 à 10 %, tout comme l'EBE des ménages<sup>5</sup> passant de 8 % à 13 %. Les prestations sociales ont également progressé (de 20 à 31 % du revenu), en miroir des cotisations sociales, reflétant la forte montée en charge de la protection sociale en France. Par ailleurs, la part des impôts directs dans le revenu a plus que doublé puisqu'ils représentent une ponction de 14 % en 2007 contre 6 % en 1970.

### 3. Composition du revenu des ménages



Champ : France.

Source : Insee, comptes nationaux annuels.

5. L'EBE des ménages correspond principalement aux revenus fonciers et aux loyers dits imputés (opération comptable qui consiste à estimer les loyers que se verseraient les propriétaires occupants).

Depuis 2007, la part des salaires nets a légèrement progressé (*figure 3b*). En revanche, celle correspondant au revenu des non-salariés a reculé de plus d'un point, signalant en creux un impact plus important de la crise sur cette population. Les prestations sociales ont nettement progressé en part du revenu (+ 4 points), notamment du fait de la hausse des indemnités chômage sur la période. Enfin, les impôts ont également progressé, surtout depuis 2010 (+ 2 points de revenu en trois ans).

### ...a pu jouer sur le taux d'épargne macroéconomique des ménages

Les revenus d'activité non salariaux correspondent au revenu d'agriculteurs, d'artisans, de commerçants, de professions libérales, etc. dont le taux d'épargne est très élevé (46 % en 2003 pour les indépendants hors agriculteurs et 19 % pour les agriculteurs-exploitants contre 17 % en moyenne sur l'ensemble de la population - Accardo *et al.*, 2009). Cette différence s'explique notamment par l'utilisation de cette épargne pour financer les investissements professionnels de ces ménages producteurs mais aussi par des différences dans leurs régimes de retraite.

Les revenus de la propriété, notamment financiers, sont susceptibles d'être plus systématiquement ré-épargnés pour deux raisons. C'est d'abord souvent la solution par défaut et la moins coûteuse d'utilisation de ce revenu du fait d'incitations fiscales attachées à ce type de produit, notamment les plans d'épargne en actions et assurances-vie. Ensuite, ces revenus sont aussi concentrés sur les plus hauts déciles de revenus (Accardo *et al.*, 2009) dont la propension à consommer est plus faible. Les prestations et cotisations sociales correspondent à une redistribution de revenu vers des ménages *a priori* plus contraints, c'est-à-dire ayant une capacité d'épargne plus faible.

### Les modélisations testées ne permettent toutefois pas de mettre en exergue un tel effet

Introduites séparément dans la modélisation de la consommation, les parts de chaque type de revenu dans le RDB n'améliorent pas la qualité du modèle (*encadré 1.3*). En revanche, dans des spécifications un peu plus complexes, intégrant plusieurs ratios simultanément, un résultat distingue le revenu mixte et les prestations sociales des autres revenus (*encadré 1, figure*) :

– la propension à consommer le revenu mixte serait 2,4 fois supérieure à celle des autres revenus, notamment salariaux. Ce résultat, déjà mis en évidence par Bonnet et Poncet (2004), est difficile à interpréter. Il semble indiquer que les entrepreneurs individuels ont une propension à consommer leurs revenus plus élevée que les autres ménages alors que les données individuelles concluent plutôt à l'inverse (*supra*). Il peut également refléter un changement de population : si en période de récession, les revenus mixtes baissent en même temps que le nombre de non-salariés, le coefficient peut refléter un mouvement vers un taux d'épargne plus faible, lié à une salarisation temporaire de l'économie ;

– la propension à consommer les prestations sociales serait 2,5 fois supérieure. Là encore, ce coefficient reflète l'hétérogénéité des agents, ce revenu étant perçu par des ménages moins aisés dont l'épargne est faible.

Ces résultats reflètent donc en partie l'hétérogénéité des agents, davantage que des propensions à consommer différentes selon le type de revenu. Les coefficients peuvent alors être instables lorsque la structure de la population change dans le temps. En outre, la validité de la relation repose en grande partie sur les dernières années d'étude. Finalement, cette analyse ne permet pas de conclure à un effet probant de la composition du revenu sur la dynamique inexpliquée de la consommation.

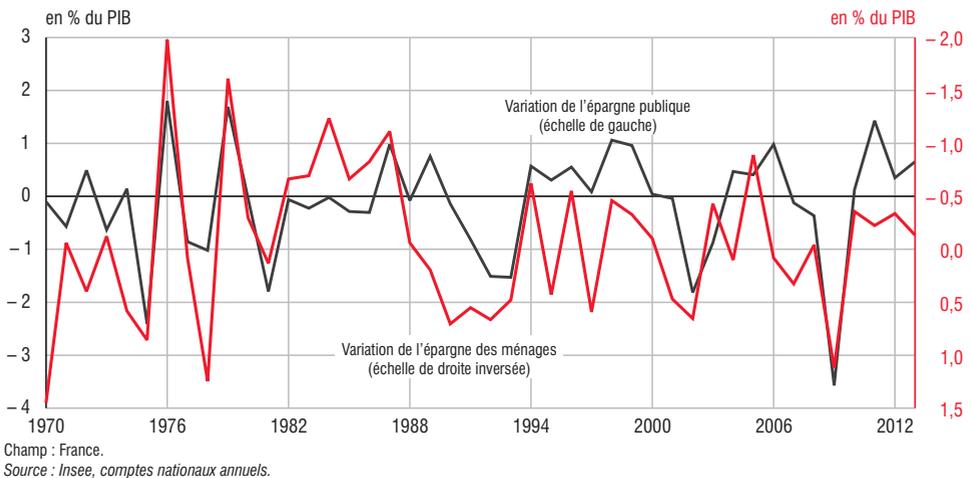
## La présence d'un lien négatif entre épargnes publique et privée invite à tester le comportement éventuellement ricardien des ménages français

La période post-2007 est également caractérisée par des variations majeures du solde public : il a baissé les trois premières années de crise, à cause d'une baisse des recettes et d'une hausse des dépenses, et a remonté ensuite avec le processus de rétablissement des finances publiques. Si certains ménages adoptaient un comportement ricardien, ces mouvements seraient à même d'expliquer aussi une partie de l'évolution de la consommation.

### Les épargnes publique et privée sont corrélées négativement...

De fait, les épargnes privée et publique (exprimées en point de PIB) présentent une corrélation négative (figure 4). Cette dernière pourrait signaler une causalité de l'épargne publique vers l'épargne des ménages qui reste toutefois à vérifier. Cette partie propose donc de voir comment le comportement de consommation des ménages peut s'expliquer en partie par la politique budgétaire. Plusieurs nouvelles modélisations de la consommation des ménages sont successivement proposées, s'inspirant des travaux de Cour *et al.* (1996).

## 4. Épargne publique et des ménages



### ...mais cela ne suffit pas pour conclure à des effets ricardiens

Les modélisations sont donc désormais enrichies de variables budgétaires (encadré 1.4). En raison des problèmes d'endogénéité présentés en détail en encadré 2, il est important de corriger le lien de causalité de la consommation vers le solde public. Ce lien est simple : une hausse de la consommation se traduit mécaniquement par un supplément de recettes, de TVA notamment, et *in fine* par une amélioration du solde public. De manière générale, une hausse de la consommation induit une hausse de la production qui en retour se matérialise par plus d'emploi, plus de revenu et *in fine* plus de recettes et moins de dépenses publiques. Enfin, il est possible que ce soit en réaction à une consommation annoncée en berne que les autorités budgétaires décident de relancer l'activité. Cela induirait des baisses simultanées de la consommation et du solde public qui passeraient par le canal de la politique économique. En définitive, la forte corrélation entre consommation et solde public traduit (du moins en partie)

une causalité de la consommation vers le solde public. Qu'en est-il de la causalité dans l'autre sens, qui est celle qui nous intéresse ici ? Pour répondre à cette question, les variables budgétaires introduites dans les spécifications sont toutes corrigées du cycle (*encadré 3*). En outre, la robustesse des résultats est testée au travers d'une estimation alternative par la technique des variables instrumentales<sup>6</sup>.

## Encadré 2

### L'équivalence ricardienne, une théorie économique difficile à tester

#### Quelle variable budgétaire considérer ?

L'équivalence ricardienne veut que la consommation ne dépende que de la richesse actuelle, des revenus futurs anticipés et du coût anticipé des dépenses publiques. Ainsi, la consommation ne doit pas dépendre du calendrier de la taxation, à dépenses publiques anticipées inchangées. Gale et Orszag (2004) expliquent que la réponse de la consommation à une variation des dépenses publiques ne renseigne pas sur le comportement ricardien des ménages, puisque la consommation publique peut être un substitut (les dépenses de santé ou d'éducation) ou un complément (les dépenses militaires) à la consommation privée. Plus précisément et avec des ménages ricardiens, une baisse permanente de la dépense publique augmente la consommation dans la mesure où elle signale une baisse permanente de la taxation et donc une hausse de la richesse intertemporelle. Mais cette réponse est brouillée par le type de consommation publique envisagée. En définitive, seule la réaction de la consommation à la taxation permettrait de caractériser un comportement ricardien. Le dossier propose donc différents tests de l'équivalence ricardienne, en retenant d'abord le solde public puis en distinguant les recettes des dépenses publiques.

#### D'où provient l'endogénéité ou la causalité double entre consommation et finances publiques ?

L'évaluation de l'impact des finances publiques sur la consommation est aussi rendue complexe par la nécessité de distinguer l'effet de causalité qu'on cherche à mesurer, de l'effet inverse qu'on cherche à écarter et qu'a la consommation sur les finances publiques notamment au travers des recettes de TVA. En effet, les impôts dépendent eux-mêmes de la base taxable et donc plus ou moins directement de la consommation : la concomitance d'une hausse de l'épargne et d'une baisse des impôts peut ainsi traduire soit une réaction de nature ricardienne d'une frange de la population au creusement des

déficits publics, soit la réaction des impôts à une baisse de la consommation. Une solution pour distinguer ces deux phénomènes consiste à isoler les véritables impulsions de finances publiques en évaluant la réaction de la consommation aux variations du solde public corrigé du cycle ou solde structurel (*encadré 3*).

Au-delà des incertitudes fortes qui entourent l'évaluation du cycle, cette méthode ne fournit pas toujours une bonne évaluation de l'impulsion budgétaire. En effet, comme le notent par exemple Guajardo *et al.* (2010), l'ajustement du déficit par le cycle peut intégrer à tort des mesures exceptionnelles comme des transferts de capital entre l'État et une entreprise, ou mal capturer une surréaction des recettes au cycle. À titre d'exemple, l'Irlande en 2008 et plus récemment l'Espagne en 2012 et 2013 ont mis en œuvre d'ambitieux plans de consolidation, aux alentours de 3-4 points de PIB, mais le solde budgétaire ajusté du cycle n'a que faiblement progressé en Espagne et s'est même fortement dégradé dans le cas de l'Irlande.

En outre, Romer et Romer (2010) notent que ce sont précisément dans les situations de creux conjoncturel, qui se matérialisent par une relative faiblesse de la consommation, que des politiques de relance sont menées. Les auteurs traitent ce problème par l'approche narrative, en analysant les textes de loi, discours politiques et journaux de l'époque. Ils écartent les mesures fiscales qui affectent l'activité à court ou moyen terme (par exemple parce qu'elles visent explicitement à relancer l'activité) et se restreignent à celles qui peuvent être considérées comme véritablement exogènes et qui ne sont pas systématiquement corrélées à d'autres facteurs impactant l'activité (par exemple parce qu'elles visent à réduire le déficit ou à un objectif de plus grande justice sociale). De fait, les auteurs trouvent qu'une hausse de la taxation a un impact négatif sur le PIB beaucoup plus fort une fois la correction apportée.

6. Cette technique consiste à régresser la variable budgétaire (supposée endogène) sur des variables liées mais indépendantes des résidus (on parle d'instruments) qui sont ici : les retards 1 à 3 de la croissance du revenu réel ; les retards 1 à 2 des variations des taux d'intérêt réels à court et à long terme, de la croissance de la consommation, des variations du taux de chômage et du solde public et le terme de correction d'erreur.

## En France, l'équivalence ricardienne est rejetée, les ménages ne réagissant que faiblement et uniquement à court terme à une variation de l'épargne publique

Le comportement de consommation réagirait faiblement à une variation de l'épargne publique (ici approchée par le solde structurel primaire<sup>7</sup>). D'après nos estimations, une hausse de cette épargne d'un point de RDB se traduirait par une hausse légère et temporaire, mais significative, de la consommation (+ 0,2 point, *encadré 1, figure - spécification 3a*). Elle n'aurait pas d'impact à long terme, confirmant l'absence d'équivalence ricardienne.

Pour être en mesure de qualifier ce comportement de ricardien, il est utile de tester la sensibilité de la consommation des ménages à la provenance de l'amélioration (ou de la dégradation) de l'épargne publique. Pour ce faire, les variations du solde structurel sont distinguées en recettes et en dépenses structurelles (hors dépenses d'investissement<sup>8</sup>). Les conclusions précédentes sont réaffirmées avec un impact faible et à court terme uniquement des variables budgétaires sur la consommation des ménages. L'impact est sensiblement le même suivant l'origine de la variation du solde public (*encadré 1, figure - spécification 3b*) : une hausse/baisse d'un point de RDB des recettes/dépenses viendrait accroître la consommation de 0,3 point la première année.

Toutefois, ces conclusions restent fragiles. Si elles sont robustes à la correction de l'endogénéité proposée (les estimations par variables instrumentales corroborent ces premiers résultats)<sup>9</sup>, elles n'en demeurent pas moins sensibles à la période d'estimation. Estimée jusqu'en 2007, soit hors grande récession, l'influence à court terme des variables budgétaires n'est plus détectée au seuil de 5 % habituellement retenu.

Cette réaction dépendrait également de l'ampleur de la variation de l'épargne publique. Les ménages pourraient aussi s'adapter leurs dépenses de consommation que si l'épargne publique connaît de fortes variations. L'idée sous-jacente est simple : lorsque les pouvoirs publics décident de mener des politiques budgétaires d'envergure, la presse s'en fait davantage écho et la prise de conscience par les acteurs économiques devient plus forte. Les faits économiques récents en constituent une parfaite illustration : au lendemain de la grande récession, en partie du fait de la crise des dettes souveraines en Europe, les gouvernements ont inscrit comme priorité le rétablissement des finances publiques. S'en sont suivies des mesures de consolidation qui ont alimenté les débats nationaux et internationaux. Nous cherchons donc à tester la présence de non-linéarités dans le comportement de consommation des ménages suivant l'amplitude de la variation du solde structurel primaire. En France, depuis le début des années 1970, 37 % d'entre elles ont été d'une amplitude supérieure ou égale à 1 point de RDB, à la hausse ou à la baisse (*figure 5*). Effectivement, l'estimation menée suggère la présence de non-linéarités : la réaction des ménages serait plus forte lorsque l'épargne publique connaît des évolutions importantes (*encadré 1 figure – spécification 3c*) ; elle serait non significative dans le cas contraire. La prise en compte de cet effet de seuil aiderait à mieux comprendre le ralentissement marqué de la consommation des ménages pendant les années 2008-2009 (*figure 6*). En 2009 notamment, la croissance presque nulle de la consommation est la résultante d'une contribution positive du revenu contrebalancée fortement par une contribution négative du solde primaire (respectivement + 1,7 point et - 1,1 point). La contribution négative des crédits a été globalement compensée par le soutien de la désinflation. Au

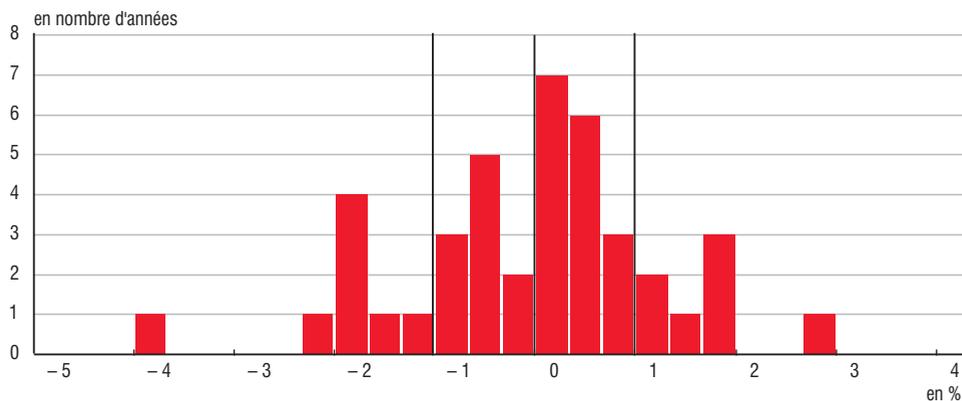
7. Hors charges d'intérêt ou poids de la dette.

8. Celles-ci sont distinguées des autres dépenses dans la mesure où les ménages pourraient réagir différemment en espérant un retour sur investissement. Effectivement, la réaction empirique de la consommation des ménages dépend fortement de la provenance de la variation de la dépense publique. L'élasticité de la consommation à une hausse des investissements publics (exprimés en points de revenu) est positive, ce qui est compréhensible, et nettement supérieure à l'unité, ce qui l'est moins.

9. Dans le premier cas, l'estimation à l'aide de variables instrumentales corrobore l'effet significatif du solde public à court terme uniquement : + 1 point de RDB du solde public occasionnerait une hausse de 0,3 point de la consommation. Dans le second cas, la consommation serait plus sensible à une amélioration du solde public provenant d'une hausse des recettes (+ 0,4 point d'effet à court terme) que d'une baisse des dépenses (+ 0,2 point mais seulement significatif au seuil de 10 %).

total, la croissance de la consommation en 2009 est restée 0,4 point inférieure à ce que ses déterminants laissent attendre, ce qui est faible en comparaison historique<sup>10</sup>. De manière générale, cette spécification rend globalement mieux compte de la consommation des ménages sur la période récente.

## 5. Distribution des variations du solde structurel primaire entre 1971 et 2011

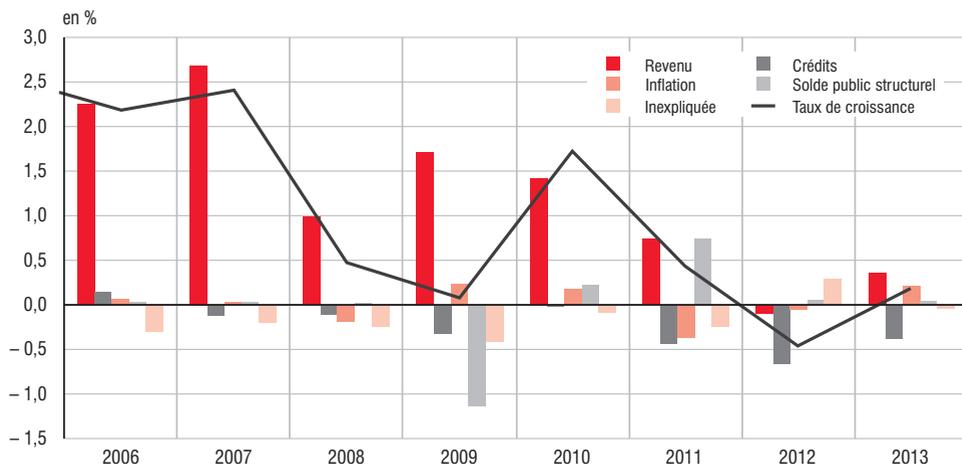


Champ : France.

Lecture : sur cette période, le solde structurel primaire a connu une évolution de - 4 points de RDB une seule année (en 2009).

Source : Insee, comptes nationaux annuels, calculs auteurs.

## 6. Contribution à la croissance de la consommation



Champ : France.

Lecture : en 2009, la consommation a crû de 0,1 %. La contribution du pouvoir d'achat (+ 1,7 %) a en partie été contrebalancée par celles négatives du solde public structurel (- 1,1 %) et, dans une moindre mesure, de la partie inexpliquée (- 0,4 %).

Source : Insee, comptes nationaux annuels, calculs auteurs.

10. On peut noter que l'ampleur du résidu est peut-être sous-estimé car il comprend l'impact positif de la mise en place de la prime à la casse au cours de cette année.

## La faiblesse de la consommation serait donc liée à celle du revenu et à la constitution d'une épargne de précaution au moment de la crise

Depuis 2007, la croissance ténue de la consommation des ménages (0,4 % en moyenne annuelle) est surtout liée à la faiblesse du revenu sur la période, les autres déterminants usuels ayant une moindre influence. Les évolutions annuelles ne sont pourtant pas toujours très bien expliquées.

Jusqu'en 2009, le taux d'épargne a sensiblement augmenté (+ 1,1 point à 16,2 % du revenu), plus qu'attendu. Ce n'est vraisemblablement pas en lien avec la modification de la composition du revenu pendant la crise. En revanche, face à la récession, les ménages ont constitué un surplus d'épargne, soit en réaction à une hausse future des impôts soit par précaution en raison du contexte économique devenu plus incertain. Il est difficile de privilégier l'une de ces deux interprétations même si l'analyse économétrique plaiderait davantage pour la première. En effet, ce comportement particulier d'épargne est mis en évidence par la variation du solde public mais n'est pas expliqué par la hausse du chômage ou par la baisse de la confiance telle que retranscrite dans l'enquête de conjoncture auprès des ménages<sup>11</sup>. La politique budgétaire aurait ainsi une légère influence sur la consommation des ménages à court terme venant compenser l'impact direct qu'elle peut avoir sur le revenu.

Sur la période 2010-2013 et en miroir, le taux d'épargne a diminué (- 1,2 point à 15,1 %), également un peu plus qu'escompté par le revenu et par les autres déterminants usuels de la consommation. Ce retour du taux d'épargne à son niveau pré-crise pourrait s'expliquer par une reprise de la confiance et/ou par l'amorce du rétablissement des finances publiques, d'abord lié au retrait des mesures de soutien à l'activité mises en place pendant la crise et ensuite à la consolidation budgétaire entamée à partir de 2011. ■

---

11. Ces variables ne sont pas significatives (statistiques de Student de - 0,81, 0,15, 0,94 et - 0,44 pour le taux de chômage, les soldes d'opinion sur l'opportunité de faire des achats importants, le niveau de vie futur et l'indicateur synthétique de l'enquête respectivement).

### Calcul du solde structurel de la France

L'estimation du solde structurel proposé ici reproduit la méthodologie présentée par Duchène et Levy (2003) et Guyon et Sorbe (2009). Elle corrige les recettes et dépenses publiques de leurs composantes cycliques. En notant  $S$  le solde public,  $R$  les recettes et  $D$  les dépenses, l'indice  $c$  (resp.  $s$ ) renvoyant aux valeurs conjoncturelles (resp. structurelles), l'objet de l'estimation est de déterminer le solde conjoncturel  $S_c = R_c - D_c$  ainsi que le solde structurel  $S_s = S - S_c$ .

#### Correction cyclique des recettes et des dépenses

Pour chaque recette, la composante cyclique est déterminée par  $R_c \approx \alpha R \times OG_d$  où  $OG$  représente la composante cyclique du PIB, l'« *output gap* »,  $\alpha$  l'élasticité de la recette à cette composante cyclique,  $d$  l'éventuel décalage entre la base taxable et le recouvrement de l'impôt (ce qui est le cas pour l'impôt sur le revenu et l'impôt sur les sociétés pour lesquels le recouvrement porte sur le revenu imposable de l'année précédente).

La plupart des dépenses publiques ne sont pas directement affectées par les fluctuations conjoncturelles, hormis les dépenses d'assurance chômage. Pour ces dernières, la composante cyclique est estimée à l'aide d'une loi d'Okun :  $D_c \approx \pi D \times OG$  où  $\pi$  représente l'élasticité de ces dépenses à l'*output gap*.  $\pi$  est estimée à  $-3,3$  par André et Girouard (2005), i.e. lorsque l'*output gap* augmente d'un point de PIB, les dépenses d'indemnisation du chômage diminuent de  $3,3$  %.

#### Calcul du solde structurel et des composantes recettes et dépenses structurelles

Sous des hypothèses simples (pas de prise en compte du décalage et élasticité unitaire de l'ensemble des recettes à l'*output gap*), l'évolution du solde structurel se déduit de l'évolution de l'*output gap* uniquement :

$\Delta(S_c / Y) = \delta \Delta OG$  où  $\delta$  représente la part des recettes dans le PIB. L'évolution du solde structurel s'écrit alors :

$$\Delta(S_s / Y) = \Delta(S / Y) - \delta \Delta OG$$

Les estimations d'*output gap* sont celles présentées dans le dossier « Quel potentiel de rebond de l'économie française » de Chantrel, Lequien, Montaut et Sutter, paru dans la *Note de conjoncture* de l'Insee de mars 2014. Le solde structurel est déterminé en appliquant cette règle. Enfin, les dépenses structurelles correspondent au niveau effectif des dépenses (hors assurance chômage) auquel s'ajoutent les dépenses structurelles d'assurance chômage après correction du cycle. Les recettes structurelles s'en déduisent mécaniquement comme étant la somme entre le solde structurel et les dépenses structurelles.

#### Les limites de la correction cyclique

La première limite tient à la mesure de l'écart de production qui est connue avec une précision relative (voir le dossier cité plus haut de la *Note de conjoncture* pour une discussion). La deuxième porte sur la construction elle-même du solde structurel, comme étant la différence entre le solde public et sa partie conjoncturelle. L'élasticité des recettes au cycle n'est généralement pas constante et varie en fonction de celui-ci. En conséquence, la correction du cycle est imparfaite et appelle à une nouvelle correction de l'endogénéité qui est proposée ici à l'aide d'une estimation par variables instrumentales. Le traitement de l'endogénéité comme dans Romer et Romer (2010) n'est en revanche pas proposé ici.

---

## Pour en savoir plus

Accardo J., Bellamy V. et Consalès G., « Les inégalités entre ménages dans les comptes nationaux, une décomposition du compte des ménages », in *L'économie française - Comptes et dossiers*, coll. « Insee Références », édition 2009.

André C. et Girouard N., « Measuring cyclically-adjusted budget balances for OECD countries », OECD Economics Department Working Paper n° 434, 2005.

Aviat A., Bricongne J.-C. et Pionnier P.-A., « Richesse patrimoniale et consommation : un lien tenu en France, fort aux États-Unis », *Note de Conjoncture*, Insee, décembre 2007.

Barro R.J., « Are government bonds net wealth? », *Journal of Political Economy* 82(6), 1974.

Bertola G. et Drazen A., "Trigger points and budget cuts: explaining the effects of fiscal austerity". *American Economic Review*, 83(March), 1993. <http://www.nber.org/papers/w3844>.

Bonnet X. et Dubois É., « Peut-on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990 ? », *Économie & Prévision*, 121(5), 1995.

Bonnet X. et Poncet H., « Structures de revenus et propensions différentes à consommer – Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France », Document de travail n° G2004/12, 2004.

Carroll C., Hall R. et Zeldes S., « The buffer-stock theory of saving: Some macroeconomic evidence » *Brookings papers on economic activity*, (2), 1992. <http://www.jstor.org/stable/10.2307/2534582>.

Carroll C., « How does future income affect current consumption? » *The Quarterly Journal of Economics*, 109(1), 1994. <http://qje.oxfordjournals.org/content/109/1/111.short>.

Cour P., Dubois É., Mahfouz S. et Pisani-Ferry J., « The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ? », Document de travail n° 96-16, CEPII 1996.

De Serres A. et Pelgrin F., « The Decline in private saving rates in the 1990s in OECD countries: How much can be explained by non-wealth determinants? » *Economic Studies*, n° 36, OECD 2003.

Duchêne S. et Levy D., « Solde "structurel" et "effort structurel" : un essai d'évaluation de la composante "discrétionnaire" de la politique budgétaire », DPAE n° 18, 2003.

Fraisse H., « Du nouveau sur le taux d'épargne des ménages ? » *Bulletin de la Banque de France* n° 130, 2004.

Gale W. et Orszag P., « Budget deficits, national saving, and interest rates », *Brookings Papers on Economic Activity*, 2004. <http://muse.jhu.edu/journals/eca/summary/v2004/2004.2gale.html>.

Guajardo J., Leigh D. et Pescatori A. (2010). « *Will It hurt? Macroeconomic effects of fiscal consolidation* », *IMF World Economic Outlook*, (October), 93-124. Retrieved from <http://www.perjacobsson.org/external/pubs/ft/weo/2010/02/pdf/sum.pdf>

Guyon T. et Sorbe S., « Solde structurel et effort structurel : vers une décomposition par sous-secteur des administrations publiques », Documents de travail de la DGTPE n° 2009/13, 2009.

*Les revenus et le patrimoine des ménages*, coll « Insee Références », édition 2013.

Lollivier S., « La consommation sensible aux variations de revenu, même sur le court terme » *Économie et statistique*, n° 324-325, 1999.

Lollivier S., « Anticipations des ménages et environnement économique », *Économie et statistique*, n° 324-325, 1999.

Röhn O., « New evidence on the private saving offset and Ricardian equivalence », *Economics Department Working Papers*, n° 762, OECD, 2010. <http://dx.doi.org/10.1787/5kmft7qb5kq3-en>.

Romer C. et Romer D., « The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks », *American Economic Review*, 100(June), 2010. <http://www.nber.org/papers/w13264>.

Sutherland A., « Fiscal crises and aggregate demand: can high public debt reverse the effects of fiscal policy? » *Journal of Public Economics*, 1997. <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0047272797000273>.