

La consommation des ménages dans la crise

Marie-Emmanuelle Faure
Hélène Soual

**Division Comptes
trimestriels**

Clovis Kerdrain

**Division Synthèse
conjoncturelle**

*L*a dépense de consommation des ménages joue un rôle essentiel dans les évolutions conjoncturelles de l'économie française. Elle est en effet équivalente à près de 55 % du PIB et est ainsi le poste le plus important de la demande finale. En outre, même si l'amplitude de ses variations est plus faible que pour d'autres postes de la demande, comme l'investissement, elle contribue pour environ 30 % à la volatilité du PIB chaque trimestre. Or, depuis l'éclatement de la crise de 2008, la consommation des ménages a fléchi, progressant à un rythme moyen inférieur à celui d'avant-crise (+0,1 % par trimestre depuis 2008 contre +0,5 % par trimestre entre 2000 et 2007).

Ce ralentissement est en grande partie expliqué par les déterminants habituels de la consommation des ménages français. D'une part, le pouvoir d'achat a ralenti. D'autre part, confrontés à un chômage en hausse et à une incertitude accrue sur l'environnement économique, les ménages ont constitué une épargne de précaution.

Depuis 2008, les ménages ont également effectué certains arbitrages sur la composition de leur panier de biens. Face au ralentissement du pouvoir d'achat, l'ajustement de la consommation a ainsi davantage porté sur certains postes. Par exemple, alors que les dépenses d'alimentation ont peu ralenti, certaines dépenses de services se sont fortement ajustées : ainsi, les dépenses de services de loisir (hôtels, cafés restaurants, sorties culturelles et sportives) qui progressaient en moyenne de 2,1 % par an entre 2000 et 2007 se replient depuis 2008. Dans ces arbitrages, l'évolution des prix relatifs des produits a aussi joué un rôle. En diminution avant la crise, le prix relatif des biens par rapport à celui des services s'est stabilisé depuis 2008, ce qui a tendance à freiner la consommation des biens. ■

La consommation des ménages dans la crise

La consommation des ménages en France est peu dynamique depuis 2008

Un net ralentissement de la consommation des ménages depuis 2008...

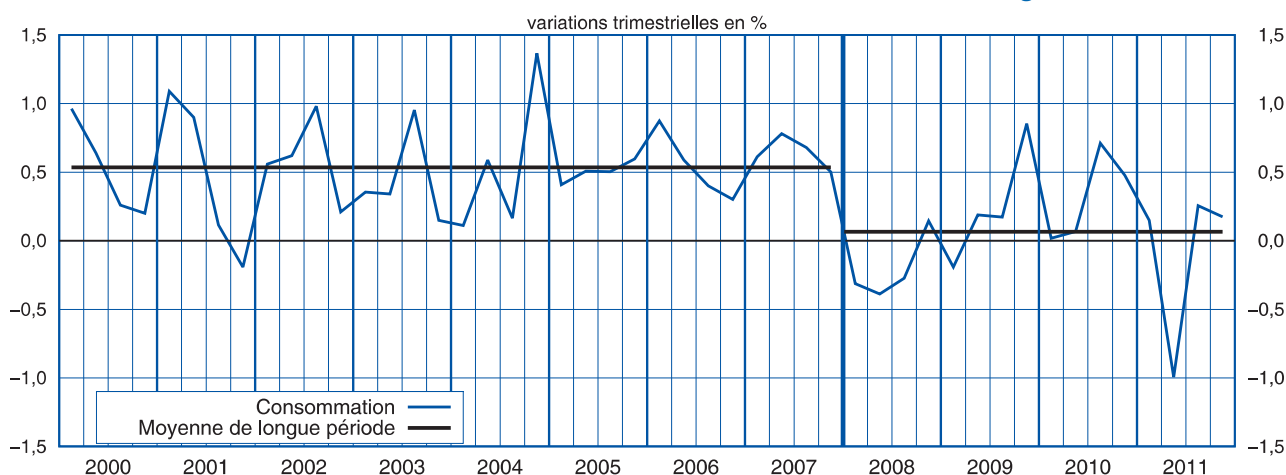
... avec des à-coups très marqués

Depuis le premier trimestre 2008, la consommation des ménages a nettement ralenti (cf. graphique 1). Après avoir crû en moyenne de 2,1 % par an entre 2000 et 2007, elle a progressé seulement de 0,3 % entre 2008 et 2011. La consommation par tête des ménages français était en moyenne plus dynamique que celle des ménages allemands avant 2008, mais les évolutions sont comparables depuis lors (cf. graphique 2).

Le ralentissement d'ensemble de la consommation en termes annuels n'a pas été sans à-coups. Ces à-coups ont notamment résulté du calendrier du dispositif de prime à la casse. Mis en place fin 2008, ce dispositif destiné à soutenir l'achat de véhicules neufs a été durci au 1^{er} janvier 2010 puis supprimé le 1^{er} janvier 2011. Ceci a généré un profil très particulier de la consommation de véhicules neufs, avec des pics de consommation au quatrième trimestre 2009, au quatrième trimestre 2010 et encore au premier trimestre 2011 ⁽¹⁾ (cf. graphique 3). Les contrecoups de ces pics de consommation ont conduit à un fort recul des immatriculations, et donc de la consommation des ménages début 2010 et au deuxième trimestre 2011.

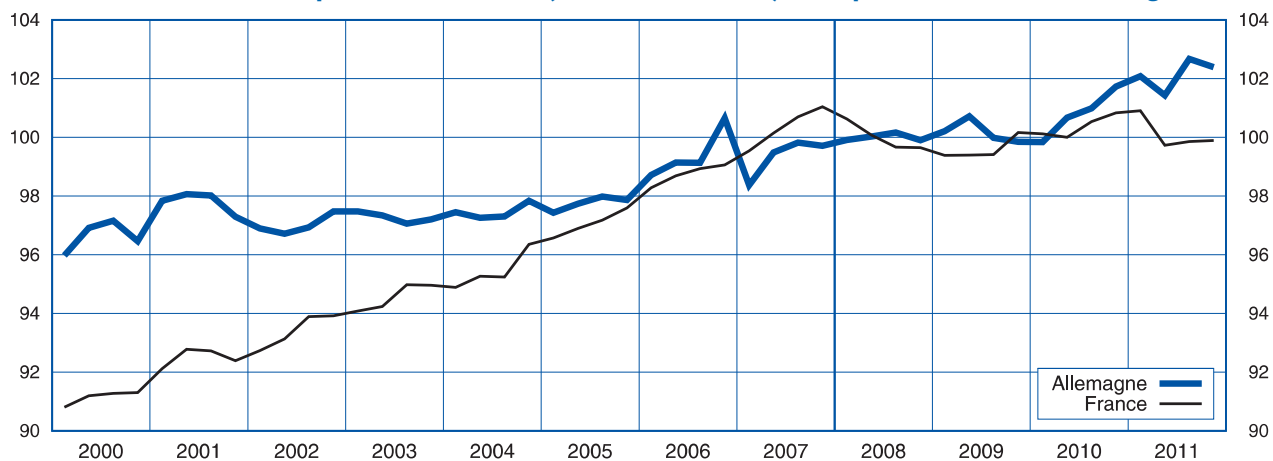
(1) Par un « effet de traîne » : les véhicules devaient avoir été commandés avant le 1^{er} janvier pour bénéficier du dispositif mais pouvaient être livrés au-delà de cette date.

1 - Taux de croissance trimestriel de la consommation des ménages



Source : Insee, comptes trimestriels, résultats détaillés du quatrième trimestre 2011

2 - Consommation par tête en niveau (base 100 en 2008) : comparaison France-Allemagne



Source : Insee - Destatis

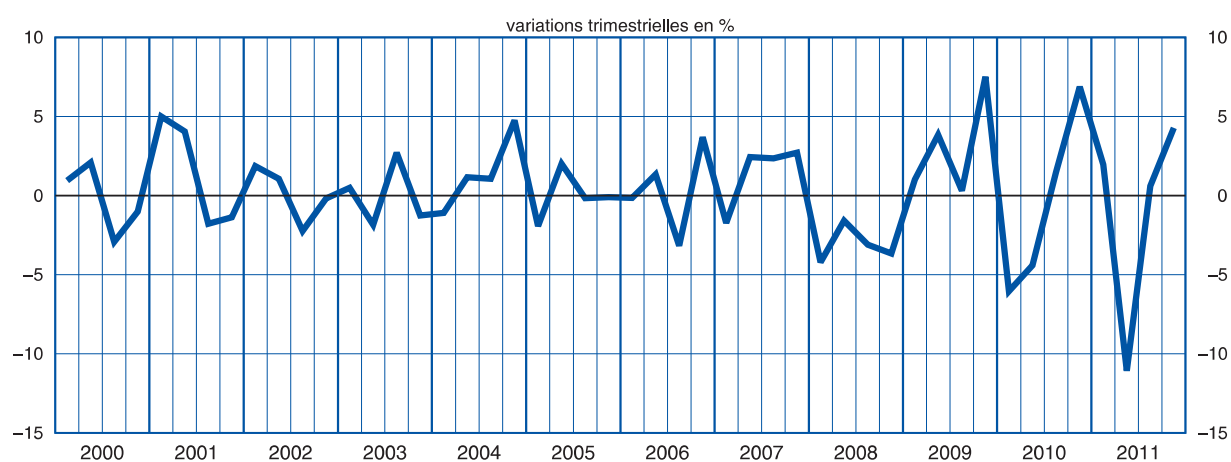
La consommation des ménages dans la crise

Le ralentissement de la consommation concerne l'ensemble des grands postes

Le ralentissement de la consommation des ménages depuis 2008 a affecté l'ensemble de ses composantes : tous les grands postes de consommation ont eu une progression plus faible depuis 2008 qu'auparavant (cf. tableau 1). Certains produits ont toutefois contribué plus fortement que d'autres au ralentissement d'ensemble.

Ainsi, pour certains produits, la consommation a baissé en moyenne depuis 2008, alors qu'elle progressait auparavant. Il s'agit de l'énergie, des produits textiles-cuirs, des services de loisir (hôtels, cafés restaurants, sorties culturelles et sportives) et des « autres services » (transport, réparation de véhicules, construction, services personnels et domestiques, services opérationnels). Concernant les autres postes de consommation, les ménages ont ralenti leurs dépenses sans les diminuer.

3 - Taux de croissance trimestriel de la consommation des ménages en matériels de transports



Source : Insee

Tableau 1

Contributions à la croissance annuelle de la consommation totale et croissance moyenne de chaque poste

en volumes chaînés

	Contributions en %			Croissance moyenne du poste	
	2000 à 2007	2008 à 2011	Écart de contribution	2000 à 2007	2008 à 2011
Total	2,1	0,3	-1,9	2,1	0,3
Alimentaire-tabac	0,1	0,0	-0,1	0,6	0,0
Énergie	0,0	-0,2	-0,2	0,6	-2,0
Biens durables	0,6	0,1	-0,5	5,3	1,1
Textile-cuir	0,1	-0,1	-0,2	1,9	-1,6
Autres fabriqués	0,2	0,0	-0,2	2,7	0,5
Logement-services financiers-non marchand	0,5	0,4	-0,1	1,7	1,3
Services de loisir	0,2	-0,1	-0,3	2,1	-0,6
Autres services	0,4	0,0	-0,4	3,3	-0,2

Source : Insee

La consommation des ménages dans la crise

Le ralentissement de la consommation des ménages depuis 2008 est pour une grande part expliqué par ses déterminants habituels

Le ralentissement global de la consommation des ménages est en premier lieu une conséquence de la crise économique. De fait, les déterminants usuels de la consommation expliquent en grande partie ce ralentissement.

Estimation d'une équation de consommation des ménages

La consommation des ménages peut être modélisée sous la forme d'une équation à correction d'erreur. Celle-ci établit, d'une part, une cible de long terme, et explicite, d'autre part, la dynamique d'ajustement vers cette cible (cf. encadré 1). La cible de long terme retenue ici est très simple : conformément au cadre théorique du cycle de vie, elle indexe de façon unitaire le niveau de la consommation des ménages à celui de leur pouvoir d'achat. Elle traduit donc une hypothèse de stabilité du taux d'épargne à long terme.

Autour de cette cible, les fluctuations de court terme de la consommation des ménages sont déterminées par les variations de court terme du pouvoir d'achat, des taux d'intérêt, de l'inflation, du taux de chômage et de la confiance des ménages. Le taux de chômage et la confiance des ménages rendent notamment compte de comportements de « précaution » des ménages : quand leurs anticipations sur leur situation économique se dégradent, les ménages peuvent choisir d'intensifier leur effort d'épargne.

Enfin, des indicatrices permettent de capter des événements exceptionnels : la mise en place de primes ou les effets climatiques. Ainsi, les températures du quatrième trimestre ont un effet significatif et jouent notamment sur les dépenses de chauffage.

Les déterminants économiques sont à l'origine du ralentissement de la consommation depuis 2008, comme en témoignent leurs contributions à la croissance de la consommation (cf. tableau 2).

Ralentissement du pouvoir d'achat : principal facteur de ralentissement de la consommation des ménages

En premier lieu, le pouvoir d'achat, explique plus de la moitié du ralentissement de la consommation des ménages (1,1 point sur 1,9 point de ralentissement en moyenne annuelle). La consommation des ménages étant déterminée avant tout par le revenu qu'ils perçoivent, ses évolutions, même faibles, ont un effet important sur la consommation.

Tableau 2 Contributions des déterminants économiques à la croissance de la consommation

en %

	Contributions à la croissance annuelle moyenne		
	2000 à 2007	2008 à 2011	Écart de contribution
Pouvoir d'achat	2,2	1,1	-1,1
Chômage	0,0	-0,1	-0,2
Indice de confiance	0,0	-0,1	-0,1
Taux d'intérêt	0,0	0,1	0,1
Inflation	0,0	-0,1	-0,2
Température	0,0	0,0	0,0
Résidu et indicatrices	0,0	-0,5	-0,5
Total consommation	2,1	0,3	-1,9

Source : Insee

Encadré 1 - Modélisation de la consommation des ménages

Le dossier de la *Note de conjoncture de décembre 2011* : « Où en est-on de l'ajustement de l'épargne des ménages américains ? » contient une revue détaillée des déterminants théoriques de la consommation des ménages. Ce dossier s'appuie sur cette analyse pour proposer une modélisation de la consommation des ménages français.

La consommation des ménages est modélisée par une équation à correction d'erreur. Ce type de modèle permet de capter les fluctuations de court terme autour d'une cible de long terme avec une « force de rappel » : si les ménages consomment plus que le niveau estimé par la relation de long terme, une correction de ce déséquilibre devrait se traduire par une moindre consommation qu'impliquée par l'évolution de ses déterminants.

Dans l'équation suivante, le taux d'épargne (présent sous la forme $(\log(C) - \log(Y))$) est considéré comme stationnaire sur la période d'estimation. En effet le test ADF permet de rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité du taux d'épargne au seuil de 10 %.

Équation de consommation des ménages

L'équation de consommation retenue dans ce dossier a la forme suivante ⁽¹⁾ (T stat entre parenthèses) :

$$\begin{aligned} \Delta \log(C_t) = & -0,002 - 0,135 (\log(C_{t-1}) - \log(Y_{t-1})) \\ & \quad \quad \quad (-3,58) \quad \quad (-3,96) \\ & + 0,127 \Delta_4 \log(Y_t^{HI}) + 0,003 \Delta R_t^{10 \text{ ans}} + 0,003 \Delta \hat{p}_t \\ & \quad \quad \quad (3,79) \quad \quad \quad (2,77) \quad \quad \quad (2,90) \\ & - 0,004 \Delta u_t + 0,000 \text{Iconf}_t - 0,0002 \text{tempT4} \\ & \quad \quad \quad (-1,88) \quad \quad \quad (1,68) \quad \quad \quad (-2,00) \\ & - 0,012 I_{93T1} + 0,0099 I_{95T2T3} + 0,0087 I_{96T1T4} + 0,0084 I_{04T4} \\ & \quad \quad \quad (-3,69) \quad \quad \quad (4,41) \quad \quad \quad (6,20) \quad \quad \quad (2,67) \end{aligned}$$

où C_t sont les dépenses de consommation des ménages aux prix de l'année précédente chaînés,

Y_t le revenu disponible brut déflaté par l'indice de prix de la consommation des ménages (pouvoir d'achat),

Y_t^{HI} le revenu disponible brut déflaté par l'indice de prix de la consommation des ménages, hors impôts,

$R_t^{10 \text{ ans}}$ le taux d'intérêt réel à 10 ans en %,

\hat{p}_t la hausse du prix de la consommation des ménages (inflation),

u_t le taux de chômage au sens du Bureau international du travail en %,

Iconf_t le résidu de la régression de l'indicateur synthétique de l'enquête auprès des ménages sur le pouvoir d'achat du revenu disponible brut hors impôts,

tempT4 , l'écart entre la température au quatrième trimestre considéré et la moyenne de la température des quatrièmes trimestres (en dixièmes de degré Celsius) ; cette variable vaut zéro les autres trimestres,

I_{93T1} une indicatrice valant 1 au premier trimestre 1993 pour isoler les effets liés à la fin de la première aide gouvernementale à l'achat d'automobiles,

I_{95T2T3} une indicatrice valant 1 au deuxième trimestre 1995 et -1 au troisième trimestre 1995 afin d'isoler l'impact de l'aide gouvernementale à la consommation d'automobile instaurée par Édouard Balladur,

I_{96T1T4} une indicatrice valant 1 au premier trimestre 1996 et -1 au quatrième trimestre 1996 pour isoler l'impact de la prime à la casse instaurée par Alain Juppé,

I_{04T4} une indicatrice valant 1 au quatrième trimestre 2004 pour isoler l'effet des différentes mesures de soutien à la consommation (épargne salariale, hausse de la limite des dons vers les enfants, petits-enfants ou arrière-petits-enfants et réduction d'impôts sur les intérêts de crédits à la consommation).

Période d'estimation : 1990 T1 - 2007 T4

$$\bar{R}^2 = 0,72$$

$$\text{SER} = 0,31 \%$$

La consommation des ménages s'ajuste à leur revenu

Le revenu des ménages détermine la dynamique de long terme de la consommation des ménages. L'élasticité de la consommation est imposée à 1, ce qui assure la stabilité du taux d'épargne à long terme. Le coefficient d'ajustement de la cible de long terme est une force de rappel. Plus il est important, plus les écarts à la cible de long terme sont corrigés rapidement. Il vaut 13,5 % ici. Cela signifie qu'il faut un peu plus d'un an pour que l'écart entre le taux d'épargne réel et le taux d'épargne « désiré », défini par l'équation de long terme soit résorbé à 50 % et un peu moins de 4 ans pour qu'il le soit à 90 %.

À court terme, le revenu utilisé est le revenu disponible avant impôts, déflaté par le prix de la consommation, qui apparaît comme ayant une plus grande significativité que le revenu disponible brut au regard des tests statistiques. Ce résultat semble indiquer que les ménages sont indifférents aux évolutions de court terme des prélèvements obligatoires. En outre, les impôts en comptabilité nationale présentent un profil temporel heurté, en raison notamment d'une saisonnalité particulière du système fiscal. La mesure du revenu disponible brut peut donc être affectée par la volatilité de ces impôts. L'élasticité de court terme de la consommation au glissement annuel du revenu disponible brut avant impôts est de 12,7 %. Dans cette modélisation, les effets conjugués de court et de long terme d'une hausse de 1 % du niveau des revenus entraînent une augmentation progressive de la consommation, de 0,71 % à

(1) Cette équation passe avec succès les tests de spécification proposés par exemple par *Hendry et Krolzig (2001)* :
test de normalité : $\text{Khi2}(2) = 0,32$ (seuil d'acceptation : 0,85)
test d'autocorrélation des résidus (multiplicateur de Lagrange à l'ordre 4) : $F(4,56) = 0,44$ (seuil d'acceptation : 0,77)
test d'hétéroscédasticité : $F(5,17) = 0,56$ (seuil d'acceptation : 0,90)
test d'échec prédictif de Chow : $F(24,36) = 1,06$ (seuil d'acceptation : 0,45).

La consommation des ménages dans la crise

l'horizon d'un an. Le revenu est le déterminant principal de la consommation des ménages (cf. graphique).

Comportements de précaution

Les décisions de consommation sont également affectées par les anticipations de revenu formées par les ménages : lorsque les ménages attendent une contraction de leur revenu futur, ou pensent que les perspectives de revenu sont plus incertaines, ils peuvent former une épargne de précaution. Deux variables permettent de rendre compte de ces comportements de précaution : d'une part le taux de chômage, et d'autre part l'enquête mensuelle de conjoncture auprès des ménages qui renseigne sur la perception par les ménages de la situation économique actuelle et anticipée.

L'élasticité de court terme de la consommation à l'accroissement du taux de chômage est de -0,4 %. Une baisse du taux du chômage de 1 point entraîne une hausse de la consommation à hauteur de +0,4 %. Les comportements de précaution sont complétés par la variable de confiance des ménages. Mais là encore les effets sont modérés : toutes choses égales par ailleurs, un surcroît de 10 points de l'indicateur qui mesure cette confiance entraîne à court terme un surcroît de la consommation à hauteur de 0,1 % de croissance.

Autres déterminants

Les ménages sont sensibles à l'inflation des prix de la consommation qui déprécie le pouvoir d'achat de leur épargne liquide. Deux comportements opposés peuvent être théoriquement justifiés. Face à une hausse des prix anticipés, soit les ménages avancent leurs achats en diminuant leur épargne, on parle alors de fuite devant la monnaie, soit ils cherchent à maintenir le pouvoir d'achat de leur épargne (s'il s'agit par exemple d'une épargne de précaution) et augmentent leur épargne, on parle alors d'effet d'encaisses réelles. Dans la modélisation retenue, une accélération de l'inflation de 1 point entraîne à court terme une augmentation de la consommation de 0,3 %.

L'effet des taux d'intérêt est également théoriquement ambigu : une hausse des taux améliore les flux de revenus tirés de l'épargne existante ; mais, face à une hausse des taux, les

ménages pourraient être tentés d'accroître leur épargne afin de profiter de cette hausse de rendement. L'effet estimé des taux d'intérêt, est ici positif : à court terme l'effet de revenu prédomine sur l'effet de substitution. Cet effet reste cependant assez limité : une hausse du taux d'intérêt réel de 100 points de base augmente la consommation de 0,3 %.

Enfin, une température plus élevée au quatrième trimestre par rapport à la moyenne des 17 années joue un rôle négatif sur la consommation des ménages. Tout degré supplémentaire, en moyenne sur le trimestre, réduit les dépenses de consommation des ménages (notamment en chauffage) de 0,2 %.

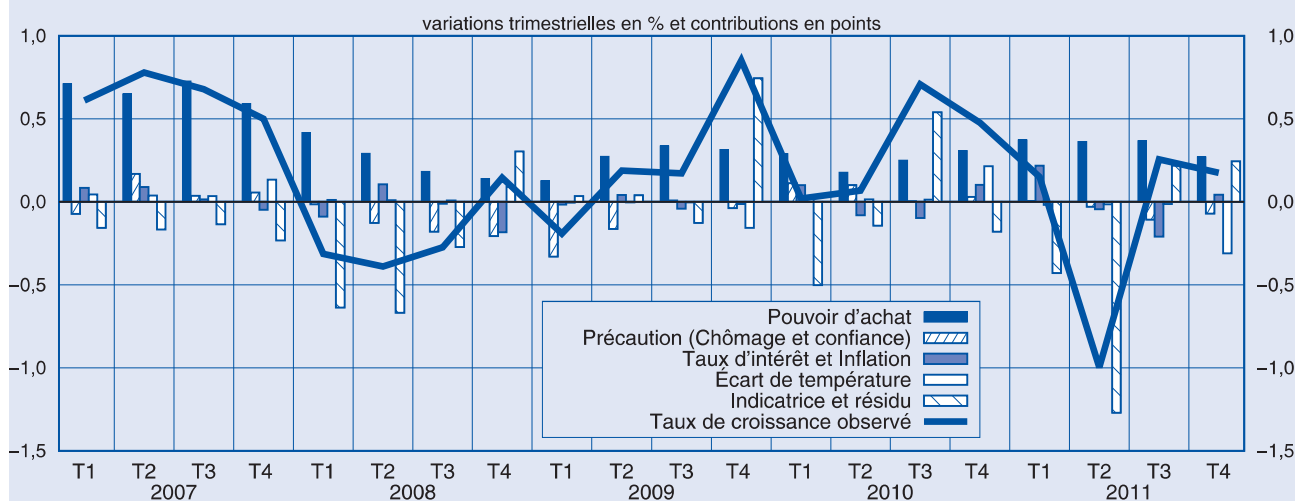
Robustesse de la modélisation

D'autres formes de long terme ont été estimées, incluant plus de déterminants à long terme (inflation, chômage etc.). Elles ne permettraient alors pas de faire apparaître l'élasticité unitaire de la consommation au revenu à long terme, le coefficient du revenu étant significativement différent de 1, et n'ont pas été retenues pour cette raison.

De même, il n'a pas été possible de faire apparaître des effets de richesse liés au patrimoine. En théorie, lorsque le patrimoine s'accroît, les revenus anticipés que peut espérer en tirer un ménage s'accroissent, ce qui doit l'inciter à consommer plus. Mais divers phénomènes peuvent amortir cet effet : la volonté de transmettre son patrimoine à sa descendance ; ou le fait que contrairement à certains pays (États-Unis, Royaume-Uni), une hausse du patrimoine immobilier ne permet pas aisément un accès accru au crédit à la consommation.

L'effet de richesse reste en tout état de cause plus incertain en France. Si certaines études parviennent à en estimer un (Chauvin et Damette, 2010), d'autres études montrent que l'effet de richesse n'est que limité en France (Chataignault et Thesmar, 2001, Aviat et al., 2007) ou n'améliore pas significativement la pertinence des modélisations de comportement de consommation (Dubois, 2010). ■

Taux de croissance de la consommation et contributions des variables explicatives



Source : Insee

La constitution d'une épargne de précaution pèse sur la consommation des ménages

En parallèle, la montée du chômage et le climat économique global ont pesé sur le moral des ménages, les incitant à accroître leur épargne de précaution : ces deux variables contribuent pour 0,3 point en moyenne par an au ralentissement de la consommation des ménages entre les deux sous-périodes. De fait, le taux d'épargne, qui était en moyenne de 14,9 % au début des années 2000 s'est établi autour de 16,3 % en moyenne entre 2008 et 2011.

Un comportement des ménages particulièrement précautionneux

Les comportements usuels des ménages permettent donc de comprendre en partie le ralentissement de leur consommation depuis 2008. Celui-ci s'avère néanmoins plus marqué que ne le laissent attendre les déterminants retenus, de sorte qu'un « résidu » apparaît, contribuant pour 0,5 point au ralentissement d'ensemble. Au trimestre le trimestre, ce résidu comprend notamment l'effet de la prime à la casse sur la consommation des ménages. Ce résidu peut avoir des interprétations variées : il suggère soit l'omission des variables dans le modèle, soit un changement des comportements. On peut ainsi supposer que, face à une crise d'ampleur exceptionnelle, les ménages ont adopté un comportement particulièrement précautionneux.

Jusqu'ici, l'analyse s'est attachée à décrire le comportement de consommation des ménages de façon agrégée. Or, certains produits ont davantage contribué que d'autres au ralentissement des dépenses observé depuis 2008. La suite du dossier examine donc la question de l'arbitrage parmi les différents produits au cours de la période récente.

L'arbitrage des ménages sur leur panier de biens : élasticité aux prix et élasticité aux revenus

Comment les ménages choisissent-ils les produits qu'ils vont consommer ?

Sur longue période, les choix de consommation des ménages évoluent entre les différents biens et services (cf. encadré 2). Pour décider du volume de consommation d'un produit donné, un ménage va prendre en compte (cf. encadré 3) :

- le niveau de son revenu (« élasticité revenu ») : certains produits doivent être consommés en une quantité difficilement ajustable. Leur élasticité au revenu sera faible, inférieure à l'unité, voire proche de zéro. D'autres produits au contraire seront largement consommés quand le revenu est haut et peuvent être sacrifiés sinon. Leur élasticité au revenu sera supérieure à l'unité ;

- le prix relatif d'un produit (« élasticité prix ») : à budget donné, un ménage est incité à renoncer à un produit qui renchérit par rapport aux autres. Cet effet est d'autant plus faible que le ménage considère la consommation de ce produit comme indispensable.

De fortes hétérogénéités entre les différents types de produits

Un travail systématique d'estimation des « élasticités revenu » et des « élasticités prix » par produit a été réalisé (cf. encadré 4). Les résultats obtenus sont conformes à l'intuition (cf. tableau 3). Pour les produits alimentaires, l'énergie et l'habillement, les élasticités au revenu et aux prix sont faibles : ce sont des biens qui peuvent difficilement être sacrifiés. Au contraire, pour les biens d'équipement, l'hébergement-restauration ou les services d'information et communication, les élasticités au revenu et aux prix sont fortes : ces produits peuvent être sacrifiés quand le revenu disponible faiblit ou quand leur prix relatif augmente.

De façon générale, les dépenses en biens apparaissent moins sensibles au revenu que celles en services. En revanche, leur sensibilité aux prix est analogue.

La consommation des ménages dans la crise

Tableau 3

Élasticité revenu et élasticité prix par produits

Élasticité-revenu \ Élasticité-prix	Non significativement différente de zéro	Faible (<0,5)	Proche de 1 mais <1	Forte >1
Faible (<0,5) ou non significativement différente de zéro	Textile-cuir	Produits alimentaires, Énergie, Services aux ménages	Transport	Matériels de transport, Services financiers
Importante (>0,5 et <1)		Autres produits industriels		<i>Biens d'équipement, Information-Communication</i>
Forte (>1)			Commerce	Hébergement-Restauration

Note de lecture : Pour les produits en italique, le test de cointégration ne conclut pas à une relation stable de la forme indiquée dans l'encadré 5. Les résultats sont donc fragiles pour ces postes.

Encadré 2 - Sur 20 ans, le panier de consommation des ménages a évolué

Une revue exhaustive et fine des tendances de la consommation depuis 50 ans existe (cf. *Insee Références* « 50 ans de consommation des ménages » 2009). Cet encadré rappelle simplement quelques faits (cf. *tableau*).

La part des biens dans la consommation des ménages en recul depuis 20 ans

En vingt ans, la part des biens dans la consommation totale en valeur a reculé, notamment, la part de la consommation alimentaire et celle de biens fabriqués. Parmi les services, ce sont en particulier, les services immobiliers, le transport et l'information-communication qui absorbent une part beaucoup plus importante des dépenses en valeur en 2011 qu'en 1992.

En volume, la part⁽¹⁾ des biens dans la consommation totale recule moins nettement. Notamment, le poids en volume de la consommation de biens d'équipement a beaucoup progressé, alors qu'il est stable en valeur, les prix de ces produits baissant tendanciellement.

(1) Les parts des postes dans la consommation en volume sont calculées ici en utilisant des ratios de volumes à prix constants de 2005. En effet, en volumes chaînés l'interprétation de ratios est complexe, et leur somme diffère de 100 %. Ce choix n'impacte pas significativement les résultats discutés. Tout le reste de l'étude repose toutefois sur les volumes chaînés publiés par les comptes trimestriels, plus adaptés à une analyse poste par poste sur longue période.

La consommation de biens, en particulier d'automobiles, explique plus de 80 % de la variabilité du taux de croissance de la consommation

Alors qu'elle ne représente qu'environ la moitié des dépenses totales, la consommation de biens explique 80 % de la variabilité de l'évolution trimestrielle de la consommation en volume depuis 1992. La consommation de matériels de transports, essentiellement d'automobiles, explique en grande partie ce résultat : alors qu'elle ne représente que 6 % de la consommation totale, elle contribue pour plus de 45 % à la variabilité de la consommation. C'est notamment la conséquence des différentes primes à la casse mises en œuvre depuis 1992, ainsi que des modulations successives du bonus-malus écologique introduit en 2008, qui provoquent de forts à-coups sur la consommation d'automobiles.

La majorité des postes de la dépense en services est en revanche peu volatile

Au sein des services, les dépenses de transport, d'hébergement-restauration et d'information-communication contribuent également fortement à la variabilité des évolutions de la consommation. *A contrario*, les dépenses en services financiers, immobiliers ou non marchands contribuent peu à cette variabilité, malgré leur part importante dans les dépenses (un peu plus de 25 %). ■

La consommation des ménages dans la crise

Le panier de consommation s'est progressivement modifié au cours des vingt dernières années, et les comportements de consommation varient fortement d'un produit à l'autre

Code	Produit	Panier de consommation				Contribution à la variance des évolutions trimestrielles de la consommation des ménages 1992-2011	Écarts-types des évolutions trimestrielles 1992-2011
		Poids valeur 1992	Poids valeur 2011	Poids volume 1992	Poids volume 2011		
AZ + C1	Produits alimentaires	19,3	17,8	20,8	17,3	7,1	0,6
DE + C2	Énergie	8,2	8,8	9,5	7,5	12,3	2,1
C3	Biens d'équipement	3,0	3,1	1,6	6,1	5,9	2,0
C4	Matériels de transport	6,8	6,0	6,0	5,8	45,5	5,2
C5	Autres produits industriels	15,9	13,0	14,3	13,4	9,2	1,0
A38-CB	dont : Textile-cuir	6,8	4,4	5,7	4,6	5,0	2,0
FZ	Construction	1,1	1,2	1,2	1,1	0,5	0,9
GZ	Commerce	1,4	1,3	1,8	1,2	1,4	1,5
HZ	Transport	2,5	3,2	2,6	3,1	4,1	1,9
IZ	Hébergement-Restauration	6,8	7,1	7,5	6,8	6,1	1,4
JZ	Information-Communication	3,9	4,4	3,1	4,8	4,0	1,2
KZ	Services financiers	7,1	5,0	4,7	5,1	0,0	0,8
LZ	Services immobiliers	15,6	18,7	17,7	17,9	0,2	0,2
MN	Services aux entreprises	1,9	2,1	1,8	2,0	1,6	1,0
OQ	Services non-marchands	4,1	5,2	4,5	4,9	-0,1	0,6
RU	Services aux ménages	3,4	3,8	3,8	3,7	1,9	1,2
PCHTR	Correction territoriale	-1,0	-0,7	-0,9	-0,7	0,3	7,5
DIM	Biens manufacturés	45,7	41,7	45,1	43,7	70,5	1,0
DSM	Services principalement marchands	42,7	45,7	43,1	44,7	19,3	0,4
DB	Biens	53,1	48,7	52,2	50,1	80,0	0,9
DS	Services	47,9	52,0	48,8	50,6	19,7	0,4
D	Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	0,6

Source : Comptes trimestriels, résultats détaillés du quatrième trimestre 2011.

Encadré 3 - Élasticité-prix et élasticité-revenu : principes théoriques

Quelques cas-types

Quelques exemples non exhaustifs de comportements possibles pour un produit donné en fonction de l'évolution du revenu et du prix relatif du bien :

Cas - types	Consommation	Élasticité-revenu	Élasticité-prix
Consommation constante en volume, quel que soit le prix (biens dont une quantité donnée est absolument nécessaire)	$C_i = \text{cste}$; $\frac{C_i}{C}$ décroît	Nulle	Nulle
Consommation en volume proportionnelle au pouvoir d'achat, quel que soit le prix	$C_i = \text{cste} \cdot \frac{R}{P}$; $\frac{C_i}{C}$ est globalement stable	Unitaire	Nulle
Consommation en valeur absorbant une part fixe du revenu disponible. Le volume varie donc avec le prix.	$P_i C_i = \text{cste} \cdot R \Leftrightarrow C_i = \text{cste} \cdot \frac{R}{P} \left(\frac{P_i}{P}\right)^{-1}$; $\frac{P_i C_i}{PC}$ est globalement stable	Unitaire	Unitaire

La consommation des ménages dans la crise

Cas général

Ces cas particuliers peuvent être intégrés dans un cadre théorique général simple où la fonction d'utilité du consommateur est CES (Élasticité de Substitution Constante) ⁽¹⁾, en autorisant de plus l'élasticité au pouvoir d'achat à être différente de l'unité pour chaque produit. Soit, la forme :

$$C_i = \text{cste} \cdot \left(\frac{R}{P}\right)^\lambda \left(\frac{P_i}{P}\right)^\sigma \quad (1)$$

Par ailleurs, le coefficient constant « cste » de l'équation (1) peut varier en fonction des paramètres influençant la consommation (chômage, moral des ménages etc.). ■

(1) En remplaçant le prix global agrégé proposé par cette théorie par le déflateur de la consommation totale de la comptabilité nationale

Encadré 4 - Analyse empirique

Estimations des effet-prix et effet-revenu par produit

À partir des notions définies (cf. encadré 3), est estimée, pour chaque produit i , une équation de consommation qui dépend du pouvoir d'achat, du prix relatif du produit ainsi que d'autres déterminants de la consommation (chômage, confiance etc.). Elle prend la forme suivante:

$$\ln(C_{i,t}) = a_1 + a_2 \ln\left(\frac{R_t}{P_t}\right) + a_3 \ln\left(\frac{P_{i,t}}{P_t}\right) + a_4 txchom_t + a_5 conf_t + a_6 sff_t + a_7 oa_t + u_{i,t} \quad (1)$$

avec

C_i , les dépenses de consommation des ménages en produit i en volume (les volumes sont des volumes aux prix de l'année précédente chaînés ; toutes les données sont corrigées des effets saisonniers et des effets de calendrier (CJO-CVS)),

R/P , le pouvoir d'achat du revenu disponible brut des ménages,

P_i/P , le prix relatif de la consommation du produit i relativement au prix de la consommation totale,

$txchom$, le taux de chômage en France métropolitaine, selon l'enquête Emploi,

$conf$, l'indicateur synthétique de la confiance des ménages, selon l'enquête mensuelle de conjoncture auprès des ménages (la série trimestrielle est obtenue par moyenne des mois),

sff , le solde d'opinion des ménages sur leur situation financière future,

oa , le solde d'opinion des ménages sur l'opportunité d'acheter,

u_i , le résidu stationnaire de la relation de cointégration.

Les équations estimées sont des relations de cointégration : elles représentent un équilibre de moyen terme pour la consommation de chaque produit. Ces équations ne prennent donc pas en compte les facteurs purement transitoires pouvant affecter la consommation, tels que les primes à la casse ou encore les effets météorologiques sur la consommation d'énergie. L'existence de cette relation stable à moyen terme peut-être validée statistiquement par un test de cointégration ⁽¹⁾.

Les équations estimées sont les mêmes pour chaque produit, afin de pouvoir comparer les coefficients estimés d'un produit à l'autre. Pour cette raison, un nombre important de variables de contrôle est inclus dans l'équation, afin d'obtenir une relation de cointégration pour un maximum de produits.

Le choix de la méthode d'estimation retenue repose sur le fait que les tests de racine unitaire indiquent que les variables citées ont des caractéristiques intégrées d'ordre 1 sur l'échantillon considéré, à l'exception (du logarithme) des dépenses d'information-communication, qui semble être intégrée d'ordre 2, et de la consommation automobile et de services de transport où la p -value du test est proche des seuils de rejet conventionnels. La méthode d'estimation utilisée repose sur l'hypothèse qu'il existe au plus une relation de cointégration entre les variables. On peut lever cette hypothèse en utilisant l'approche de *Johansen* (1996), mais les estimateurs et les tests de cointégration associés à cette méthode sont peu performants avec un nombre important de variables à distance finie, ce qui les rend difficiles à interpréter et à utiliser dans cette étude. Malgré les difficultés qu'elle soulève, la mise en œuvre de cette méthode permet toutefois d'aboutir à des conclusions proches de celles obtenues avec la méthode présentée ci-dessus.

(1) L'estimateur DOLS de *Stock et Watson* (1993) est utilisé pour estimer les relations de long-terme. Le test de cointégration repose sur un test ADF sur les résidus de l'équation de long-terme estimée par moindres carrés (*Phillips Ouliaris - 1990*) et les seuils de rejet à 10 %, 5 % et 1 % sont calculés selon la méthode de *MacKinnon* (2010).

La consommation des ménages dans la crise

En outre, la pertinence des relations empiriques présentées dans le tableau ci-dessous est soutenue par l'estimation de modèles à correction d'erreur qui montrent que la force de rappel vers l'équilibre de long terme estimé a le signe attendu et est statistiquement significative pour chacun des produits. Un fait saillant de cet exercice est que l'ajustement à la cible de long terme semble nettement plus rapide pour les biens que pour les services marchands, ce qui pourrait contribuer à expliquer la plus grande volatilité de la consommation de biens, puisqu'elle réagit alors plus rapidement aux chocs sur les déterminants de long terme de la consommation.

Les résultats d'estimation sont présentés ici :

Résultats empiriques : élasticité au revenu et au prix relatif, par produit

Code	Produit	Pouvoir d'achat	Prix relatif	SER	DW	ADF
AZ + C1	Produits alimentaires	0,390***	-0,076	0,004	1,497	-6,967***
DE + C2	Énergie	0,253**	-0,282*	0,018	1,481	-6,588***
C3	Biens d'équipement	1,598**	-0,839***	0,021	0,713	-3,972
C4	Matériels de transport	1,176***	0,598	0,041	1,383	-6,527***
C5	Autres produits industriels	0,351***	-0,850***	0,009	1,091	-5,401**
A38-CB	dont : Textile-cuir	0,078	-0,011	0,018	1,260	-5,944***
GZ	Commerce	0,855**	-1,075***	0,018	0,473	-3,222
HZ	Transport	0,915***	0,276	0,015	1,263	-5,916***
IZ	Hébergement-Restauration	1,177***	-1,414***	0,014	1,240	-5,800**
JZ	Information-Communication	1,794***	-0,916***	0,016	0,789	-4,663
KZ	Services financiers	1,270***	-0,063	0,011	0,583	-5,550**
MN	Services aux entreprises	1,043***	-1,178***	0,012	0,832	-4,572
RU	Services aux ménages	0,372**	0,705***	0,012	1,137	-5,421**
DIM	Biens manufacturés	0,694***	-0,435*	0,007	1,637	-7,211***
DSM	Services principalement marchands	1,015***	-0,504***	0,004	1,487	-6,827***
DB	Biens	0,680***	-0,459*	0,007	1,695	-7,469***
DS	Services	0,988***	-0,364**	0,004	1,382	-6,469***

Régressions du log de la consommation en prix chaînés en niveau sur un ensemble de variables, par produit (DOLS).

Échantillon : 1993T1 - 2011T4

Source : Calculs des auteurs sur données des comptes trimestriels, résultats détaillés du quatrième trimestre 2011

SER : Écart-type estimé du résidu de la régression estimée par DOLS

DW : Statistique de Durbin-Watson de la régression estimée par moindres carrés ordinaires

ADF : test de cointégration (test ADF sur les résidus de la régression par moindres carrés ordinaires)

Les écarts-types sont calculés de façon robuste à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité. Une, deux ou trois étoiles indiquent que le coefficient estimé est significatif au seuil de, respectivement, 10 %, 5 % et 1 %.

Pour certains produits, le test de cointégration ne permet pas de conclure à l'existence d'une relation de cointégration de la forme (1). Ces estimations permettent néanmoins de décrire l'évolution de la majorité des postes de consommation, et rendent compte en général de la diversité des comportements de consommation d'un produit à l'autre.

L'étude n'est pas concluante pour quelques produits

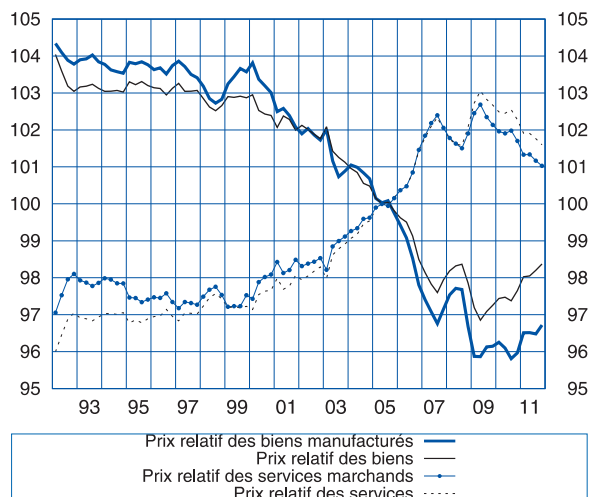
Pour les dépenses en biens d'équipement, en services d'information-communication, en commerce et en activités scientifiques, technique et de soutien, l'analyse empirique n'est pas concluante, en ce sens que le test de cointégration ne parvient pas à rejeter pour ces produits l'absence de cointégration de la forme (1) discutée ci-dessus. Cependant, elle semble indiquer que ces dépenses sont très élastiques au revenu et au prix. Elle n'est pas non plus menée pour les dépenses en services immobiliers (LZ) et en services principalement non marchands (OQ). La consommation de services immobiliers repose principalement sur des dépenses de loyers, en incluant les loyers imputés aux propriétaires. De plus, l'ajustement de la consommation de services locatifs à la suite d'un choc sur le revenu est probablement très inerte. Les dépenses des ménages en services principalement non marchands regroupent un ensemble de dépenses qu'il est difficile de lier directement au revenu ou au prix. Il s'agit de dépenses parfois contraintes, ou bien couvertes par des assurances qui en mutualisent le coût sur un grand nombre de ménages. ■

La consommation des ménages dans la crise

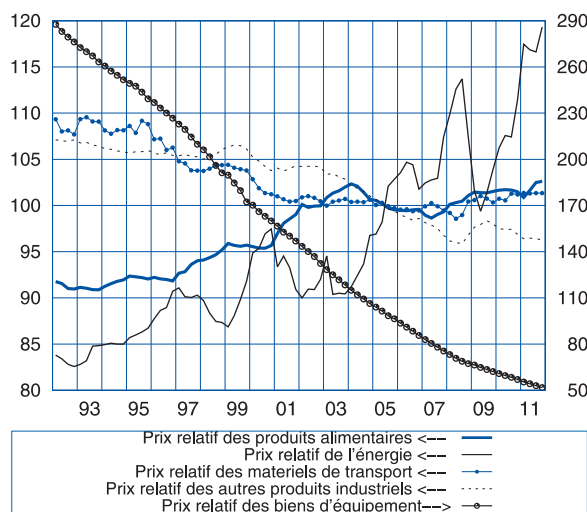
5 - Prix relatif de différents produits depuis 1992

Prix en indices base 100 en 2005

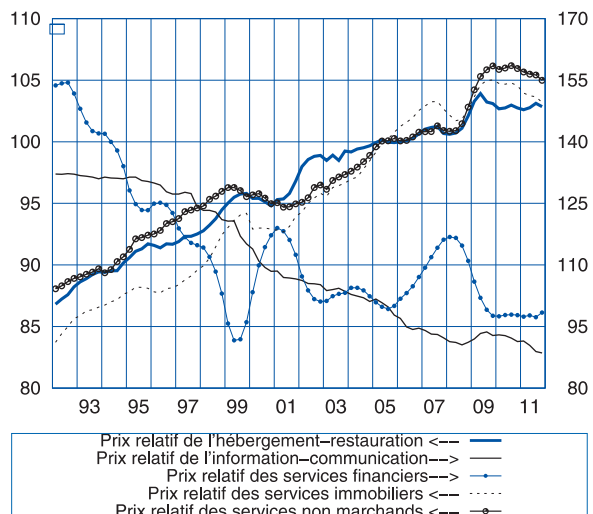
Agrégat de biens et services



Biens



Services

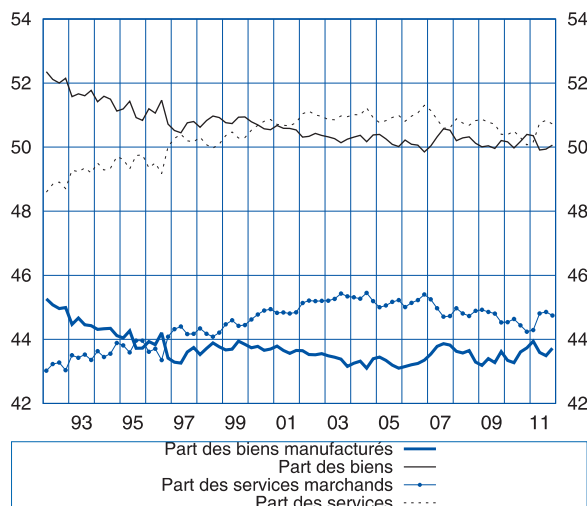


La consommation des ménages dans la crise

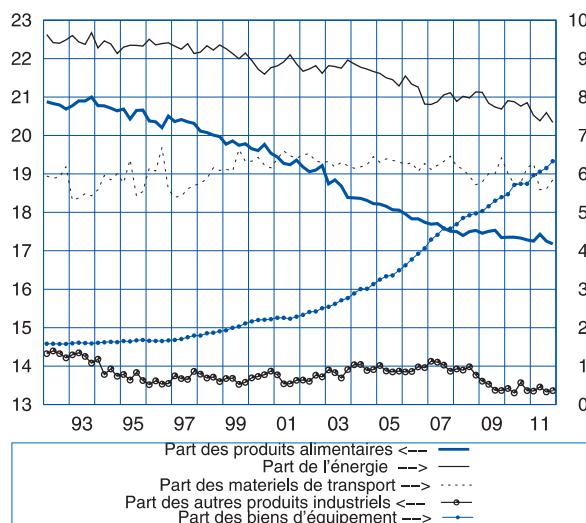
6 - Part de différents produits dans la consommation totale en volume depuis 1992

Ratios de volumes à prix constants en % (cf. encadré 2)

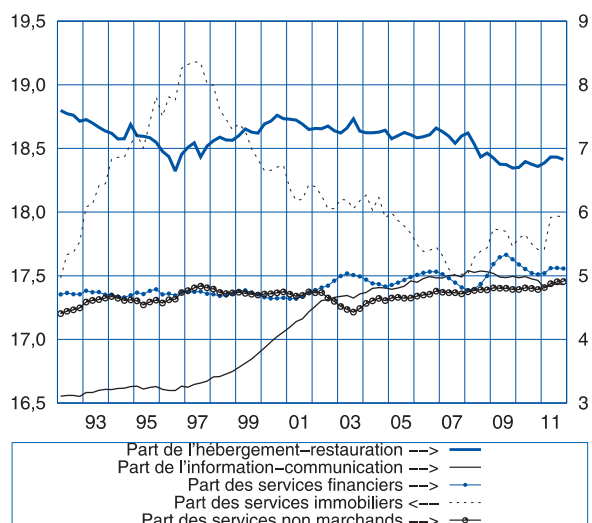
Agrégat de biens et services



Biens



Services



La consommation des ménages dans la crise

Depuis 2008, le ralentissement du pouvoir d'achat affecte plus fortement la consommation de services mais les biens ont renchéri comparativement aux services

Malgré une élasticité au revenu plus forte, la consommation de services a moins ralenti que la consommation de biens...

La consommation de services marchands apparaît plus élastique au pouvoir d'achat que la consommation de biens. L'inflexion de la tendance du pouvoir d'achat depuis 2008 devrait donc peser plus sur ces dépenses que sur celles en biens.

Pourtant, on constate que la consommation de biens a plus nettement ralenti que celle de services depuis 2008 : les achats de ces deux types de produits progressaient sur des rythmes équivalents avant 2008 (+0,5 % en moyenne par trimestre entre 2000 et 2007), mais les achats de biens sont stables depuis 2008 alors que les achats de services marchands progressent encore de 0,1 % par trimestre en moyenne. Pour comprendre ce paradoxe apparent, il faut s'intéresser aux prix relatifs des biens et des services.

... notamment parce que le prix relatif des biens s'est stabilisé...

Avant 2008, le prix des biens progressait nettement moins vite que celui des services marchands (cf. graphiques 5), ce qui soutenait la consommation de biens au détriment des services. *A contrario*, depuis 2008, le prix des biens a progressé légèrement plus vite que celui des services. Ce retournement contribue à freiner la consommation de biens plus que celle de services après 2008.

Ainsi, le ralentissement du pouvoir d'achat et les comportements de précaution induisent un ralentissement des dépenses de services marchands de 0,5 point de croissance par trimestre après 2008 et des biens de 0,4 point. Une fois pris en compte le retournement des prix relatifs après 2008, on arrive à expliquer que la consommation de biens ralentit plus que celle de services marchands (cf. tableau 4).

... en partie du fait de l'inflexion de l'évolution du prix relatif des autres biens manufacturés

Cette inflexion du prix relatif des biens provient en grande partie d'une stabilisation du prix relatif des « autres produits industriels » depuis 2008, alors qu'il baissait de 0,3 % par trimestre en moyenne avant 2008 (cf. graphiques 5). De ce fait, la part de ces biens dans la consommation en volume a chuté nettement après 2008 (cf. graphiques 6). Ce retournement fait écho à celui des prix d'importations des « autres produits industriels », plus dynamiques en moyenne depuis 2008.

Le recul de la part des dépenses alimentaires est moins net depuis 2008

Les dépenses alimentaires sont en grande partie contraintes et présentent donc des élasticités aux revenus et aux prix faibles. Ceci explique que depuis 2008, la part en volume de la consommation alimentaire recule moins vite que sur les années précédentes : ce poste de consommation est moins affecté que d'autres par le ralentissement global de la consommation des ménages. ■

Tableau 4

Les facteurs du ralentissement de la consommation, par produit

Écarts entre les taux de croissance trimestrielle moyens sur 2008-2011 et sur 2000-2007, en %

	Biens	Produits alimentaires	Énergie	Services marchands
Effet du pouvoir d'achat	-0,3	-0,1	-0,1	-0,3
Effet total précaution	-0,1	0,0	-0,1	-0,2
Effet total pouvoir d'achat + précaution	-0,4	-0,1	-0,2	-0,5
Effet du prix relatif	-0,1	0,0	-0,1	0,1
Ralentissement simulé	-0,5	-0,1	-0,3	-0,4
Ralentissement observé	-0,5	-0,1	-0,5	-0,4
Résidu	0,0	0,0	-0,2	0,0

Note de lecture : On explique le taux de croissance moyen de la consommation par produit entre, respectivement, 2008T1 et 2011T4, puis 2000T1 et 2007T4, à l'aide des modèles de court terme à correction d'erreur discutés dans l'encadré 4 utilisant les variables présentées dans cet encadré et prenant en compte l'ajustement progressif de la consommation à la relation de long terme estimée. Cela permet d'expliquer sur chaque période le taux de croissance observé par les différents effets théoriques (pouvoir d'achat, précaution, prix relatif) et par un « résidu » non capté par ces effets. Les écarts entre les deux périodes présentés dans ce tableau permettent de décomposer le ralentissement de la consommation entre ces différents termes.

Bibliographie

Aviat A., Bricongne J.-C. et Pionnier P.-A., 2007, « Richesse patrimoniale et consommation : un lien ténu en France, fort aux États-Unis », *Note de Conjoncture*, décembre, pp.37-52, Insee.

Chataignault C. et Thesmar D., 2001, « L'effet richesse en France et aux États-Unis », *Note de Conjoncture*, décembre, pp.30-40, Insee.

Chauvin V. et Damette O., 2010, « Effets de richesse : le cas français », *Économie et statistique*, n°438-440.

Dubois É., 2010, « La crise de 2008 : des mécanismes souvent inédits, qui appellent de nouvelles avancées de la connaissance économique », *Économie et statistique*, n°438-440.

Hendry D.F. et Krolzig H.-M., 2001, "Computer Automation of General-to-Specific Model Selection Procedures", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25 (6-7), pp. 831-866.

Insee,(2009), « 50 ans de consommation des ménages », *Insee Références*, Édition 2009

Johansen S., 1996, "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Model", *Advanced Texts in Econometrics*, Oxford University Press.

MacKinnon, J.G. (2010), "Critical Values for Cointegration Tests", Queen's University, Department of Economics, *Working Papers* 1227.

Phillips, P. C. B. and S. Ouliaris,1990, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration", *Econometrica*, Vol.58, No.1, pp.165-193.

Stock, J. H. and M. W. Watson,1993, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, Vol.61, No.4, pp.783-820.■