

LES COMPORTEMENTS DE CONSOMMATION DES MÉNAGES ONT-ILS ÉTÉ AFFECTÉS PAR LA CRISE DE 2008 ?

UNE ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE DE CINQ GRANDS PAYS DÉVELOPPÉS

Céline Antonin, Mathieu Plane et Raul Sampognaro¹

OFCE, Sciences Po Paris

Nous cherchons à expliquer l'évolution de la consommation dans cinq grands pays industrialisés (Allemagne, France, Espagne, Royaume-Uni et États-Unis) entre 1990 et 2015 à partir de ses déterminants traditionnels. Alors que la littérature sur les effets de richesse porte essentiellement sur la période antérieure à la crise de 2008, nous intégrons les années post-crise, distinguons des effets de richesse financière et immobilière par pays et utilisons une mesure de la richesse agrégée et désagrégée pour comparer l'ampleur des effets entre pays.

Nous montrons que depuis la crise financière de 2008, les méthodes classiques d'estimation par pays échouent à prévoir la consommation des ménages. Nous proposons donc une méthode d'estimation en panel, qui permet de mieux tenir compte des chocs communs, d'obtenir des équations valides et de mesurer les effets richesse y compris après la crise. Conformément à la théorie et à une partie de la littérature empirique, nous n'observons pas d'effet de richesse significatif sur l'immobilier. En revanche, l'effet de richesse financière brute est significatif dans tous les pays (à l'exception de l'Allemagne). Il est élevé en Espagne où il y a eu un éclatement de la bulle immobilière et financière en 2007, avec une élasticité de la consommation à la richesse financière brute de 0,19. Suivent les États-Unis, où le marché financier est plus développé qu'en Europe continentale (élasticité de 0,14), puis enfin la France et le Royaume-Uni qui affichent des effets similaires (élasticité de 0,09).

Mots clés : consommation, effets de richesse, modèle à correction d'erreurs, données de panel, crise des *subprime*.

1. Les auteurs remercient chaleureusement Éric Heyer et Xavier Timbeau (OFCE) pour leurs remarques et leurs conseils.

La crise financière de 2008 a entraîné un ralentissement marqué, voire une baisse de la consommation des ménages dans l'ensemble des pays développés. Plusieurs explications ont été fournies pour expliquer ce phénomène et notamment :

- la baisse du revenu courant des ménages : selon la théorie keynésienne, la consommation est en effet directement reliée au revenu des ménages dont elle suit l'évolution à long terme et lisse les chocs à court terme. Même si ce lien a été remis en question avec la théorie du revenu permanent, il apparaît que lorsque l'on tient compte des contraintes de liquidité, de l'imperfection des marchés, en particulier financiers, ou de la rationalité limitée des individus, le revenu courant a un impact théorique et empirique sur la consommation ;
- le choc persistant de la crise sur les revenus courants a pu entraîner une révision à la baisse des anticipations sur le revenu futur, entraînant une baisse perçue du revenu permanent affectant la consommation selon la théorie friedmanienne (Friedman, 1957). Y participent notamment les effets de richesse négatifs, c'est-à-dire la baisse des prix de l'immobilier et la baisse des capitalisations financières ;
- les contraintes de crédit ou de liquidité (Aron *et al.*, 2012 ; Jappelli et Pistaferri, 2010), qui se sont resserrées pendant la crise, notamment pour les jeunes générations, limitent l'endettement et entraînent une baisse de la consommation. Ces contraintes de crédit ont pu être accentuées par la réduction de la valeur du patrimoine des ménages, expliquée par la baisse des prix immobiliers et des cours des actifs financiers. Ces actifs pouvaient être mobilisés comme collatéral à de nouveaux emprunts et par conséquent la réduction de leur valeur affecte sensiblement la capacité d'emprunt des ménages. En outre, notamment aux États-Unis, le développement de nouveaux produits financiers permettait de s'endetter sur la base des plus-values réalisées ou latentes. Dans le contexte de crise, la réalisation de moins-values ne pouvait que contraindre brutalement l'accès des ménages au crédit hypothécaire et à la consommation ;

- l'épargne de précaution ou l'épargne tampon (*buffer stock savings* ; Mody *et al.*, 2012), liée à l'augmentation du taux de chômage, a un effet négatif sur la consommation.

La méthode traditionnelle de modélisation macroéconomique de la consommation consiste à estimer une relation de cointégration de long terme entre la consommation et ses principaux déterminants, puis à en inférer la dynamique de court terme au travers d'un modèle à correction d'erreurs. Or, il est apparu que cette relation de cointégration était mise à mal par la crise (Aron *et al.*, 2012) et que les modèles pour les cinq grands pays étudiés (Allemagne, Espagne, France, Royaume-Uni et États-Unis) ne parvenaient plus, ou alors imparfaitement, à expliquer la consommation post-crise. Sachant que la plupart des estimations portent sur la période d'avant crise, faut-il pour autant conclure que ces modèles sont obsolètes et qu'il n'existe plus de déterminants stables de la consommation ?

La littérature macroéconomique fournit deux enseignements. D'une part, les estimations des effets de richesse sont très hétérogènes et dépendent de la méthode économétrique utilisée, des variables explicatives retenues et de l'horizon temporel. Ainsi, en fonction de l'approche retenue, l'élasticité de la consommation à la richesse, dans les grands pays étudiés, se situerait dans une fourchette comprise entre 0 et 0,3. Cependant, il est difficile d'établir un classement hiérarchique des pays, même si les États-Unis semblent se distinguer des autres pays avec une élasticité plus forte. L'autre enseignement est que contrairement à la littérature initiale qui traitait de la richesse dans sa globalité, il est nécessaire d'opérer une distinction entre richesse immobilière et financière. En effet, l'effet richesse est intrinsèquement lié aux questions de liquidité de la richesse. Or la richesse immobilière est beaucoup moins liquide que la richesse financière, ce qui devrait conduire à des effets richesse différenciés. Certains auteurs, comme Buitier (2008), vont encore plus loin en montrant que la richesse immobilière n'est pas de la richesse pour les ménages dans leur ensemble. Pour les uns, un logement est aussi une résidence principale qui répond à une contrainte, celle de se loger. Pour d'autres ménages (certaines fois les mêmes), c'est un investissement locatif ou une résidence secondaire. L'évolution de la richesse immobilière est un jeu à somme nulle pour les ménages dans leur ensemble. Cet argument est

valide dans des cas où les marchés financiers et locatifs sont parfaits (absence de possibilité d'arbitrage entre les différents placements). Dans ce contexte, le prix du loyer équilibre les rendements des différents investissements. D'un point de vue macroéconomique, un effet de richesse immobilière est concevable seulement en présence de bulles immobilières.

Notre article s'organise comme suit. Nous présentons, dans une revue de littérature, les principaux déterminants théoriques et empiriques de la consommation des ménages. Nous décrivons ensuite les principaux faits saillants concernant la consommation et ses déterminants, avant et après la crise de 2008, dans les cinq grands pays étudiés (auxquels on ajoute l'Italie, même si nous ne la retenons pas dans l'analyse économétrique). Dans un troisième temps, nous présentons les données et la méthode économétrique utilisée. Nous estimons ensuite les équations de consommation avant la crise et montrons que, depuis la crise financière de 2008, les méthodes classiques d'estimation par pays échouent à prévoir la consommation des ménages. Seules les estimations en panel permettent d'obtenir des équations de consommation robustes sur la période 1990-2015 ; c'est l'objet de la dernière section.

1. Revue de littérature : les principaux déterminants de la consommation des ménages

Les déterminants théoriques de la consommation des ménages sont nombreux et ont fait l'objet d'une importante littérature empirique. Rocher et Stierle (2015), dans un exercice de recension, ne trouvent pas moins de vingt variables susceptibles d'expliquer le taux d'épargne (donc la consommation), qu'ils classent en neuf catégories : revenu, richesse, démographie, taux d'intérêt réel, mesure de l'incertitude (chômage, inflation...), politique budgétaire, système de retraite, performance du marché financier et intégration financière internationale. Si l'impact de certains déterminants est clairement établi dans la littérature, d'autres ont un effet plus ambigu. Ainsi, le revenu ou le patrimoine ont un effet positif sur la consommation des ménages, alors que l'incertitude et l'inflation ont un effet négatif. Les taux d'intérêt réels ont un impact ambigu (tableau 1).

L'objectif de cette étude n'est pas de tester de façon exhaustive l'ensemble de ces déterminants mais plutôt de déterminer les principales variables intervenant dans le comportement de consommation, à court et à long terme, afin de prévoir l'évolution future de l'épargne des ménages. Ainsi, nous nous concentrons sur les principaux déterminants qui vont servir de base à nos estimations : le revenu courant, le taux de chômage et le taux d'inflation, le taux d'intérêt réel et les effets de richesse.

Tableau 1. Les principaux déterminants de la consommation des ménages

Déterminant	Signe attendu
Inflation	Négatif
Patrimoine	Positif
Revenu courant	Positif
Taux d'intérêt réel	Ambigu
Taux de chômage	Négatif

Source : Tableau issu de la revue de littérature de Rocher et Stierle (2015).

1.1. Revenu courant et revenu permanent

Dans l'approche keynésienne initiale, la consommation dépend essentiellement du revenu courant.

Deux arguments ont néanmoins mis à mal l'analyse keynésienne :

1) la théorie du cycle de vie (Modigliani et Ando, 1963), où le ménage, en l'absence de contraintes de liquidité, n'est plus contraint par le revenu disponible. Il s'endette lorsqu'il est jeune, épargne au cours de la vie active et désépargne pendant la retraite. La consommation ne dépend plus du revenu courant mais des revenus anticipés, autrement dit du revenu permanent (somme actualisée des revenus futurs et de la richesse initiale).

2) si les ménages sont ricardiens, alors toute dépense publique supplémentaire aujourd'hui sera financée par une hausse d'impôt demain, ce qui ampute d'autant le revenu actuel ; le revenu courant ne suffit donc pas à expliquer la consommation.

Sous des hypothèses très restrictives d'anticipations rationnelles et l'absence de contraintes de crédit, les ménages consomment uniquement en fonction de leur revenu permanent. Cela étant, ce cadre théorique n'interdit pas de considérer le revenu courant

comme déterminant de la consommation, notamment en cas de chocs non anticipés sur le revenu. Comme le rappellent Browning et Crossley (2001), il faut prendre en compte la richesse des ménages mais également leur revenu courant, à condition de considérer que les agents n'ont pas des anticipations rationnelles mais adaptatives. Ainsi, les ménages ayant des anticipations adaptatives, basées sur leur situation courante, des contraintes d'endettement, des habitudes de consommation évolutives, ont une consommation qui dépend de leur revenu courant.

1.2. Inflation

Dans la littérature, l'inflation est une mesure de l'incertitude macroéconomique. Ainsi les travaux de G. Katona (1975) ont mis en évidence le sentiment d'incertitude et de pessimisme quant aux perspectives futures, provoqué par l'inflation qui entraîne une hausse de l'épargne. En réalité, l'inflation a deux effets contraires sur la consommation (Howard, 1978) :

- d'une part, elle encourage la détention d'actifs réels plutôt que des actifs ayant une valeur nominale fixe (« *flight from currency* ») : cela se traduit par une hausse de la dépense en biens de consommation durables (comptabilisés comme consommation dans les comptes nationaux) ;
- à l'inverse, l'inflation augmente la variance du revenu réel espéré, ce qui encouragerait l'épargne au détriment de la consommation.

En plus de ces effets directs, il y a plusieurs canaux indirects par lesquels l'inflation aurait un effet sur la consommation. L'inflation érode la valeur réelle des actifs nominaux et réduit en conséquence la richesse nette des ménages qui repose sur des actifs nominaux, ce qui se traduit par une baisse de la consommation réelle. Par ailleurs, l'inflation peut modifier la distribution du revenu entre ménages : elle avantage les débiteurs par rapport aux créiteurs, et les employeurs par rapport aux employés. Si les propensions à consommer diffèrent entre ces groupes, la consommation agrégée sera modifiée. Dans la littérature empirique, on observe un impact, soit négatif soit non significatif, de l'inflation sur le taux d'épargne (voir Rocher et Stierle, 2015).

1.3. Taux de chômage

La théorie économique justifie la prise en compte du taux de chômage pour expliquer le comportement d'épargne des ménages. Plus le taux de chômage est élevé, plus la probabilité des individus d'être au chômage s'accroît et, conditionnellement au revenu courant, augmente la variance des revenus au niveau individuel. Le tableau 2 montre, pour quatre pays, les valeurs estimées de la semi-élasticité de la consommation au taux de chômage, à partir de l'estimation de modèles à correction d'erreur. À long terme, cette semi-élasticité semble comprise entre -0,002 et -0,01 selon les pays. Cela signifie qu'une augmentation du taux de chômage de 1 point s'est traduite par une baisse de la consommation comprise entre 0,2 % et 1 %, selon les pays et les spécifications.

Tableau 2. Semi-élasticités à court et long terme de la consommation au taux de chômage

Pays	Référence	Période	Élasticité CT	Élasticité LT
ESP	Catte <i>et al.</i> (2004)	1984 t2 – 2002 t2	-0,004	-0,003
USA	Beffy <i>et al.</i> (2001)	1960 – 2001	-0,05*	
	Catte <i>et al.</i> (2004)	1970 t1 – 2002 t2	-0,006	ns
	Heyer et Timbeau (2006)	1980 t1 – 2004 t1		-0,008
FRA	Beffy <i>et al.</i> (2001)	1978-2000	-0,004	
	Catte <i>et al.</i> (2004)	1979 t2 – 2002 t1	0,00	ns
	Chauvin et Damette (2010)	1987 – 2006	-0,012	
	Heyer et Timbeau (2006)	1980 t1 – 2004 t2		-0,0024
	Hauseux et Pramil (2013)	1990 t1 – 2014 t4	-0,004	
GBR	Catte <i>et al.</i> (2004)	1976 t2 – 2002 t1	-0,006	-0,004
	Hauseux et Pramil (2013)	1990 t1 – 2014 t4	-0,01	-0,01

Note de lecture : La variable endogène est le logarithme de la consommation en volume. Lorsque le taux de chômage augmente d'un point en Espagne, d'après Catte *et al.* (2004), la consommation baisse de 0,3 point à long terme.

* Dans l'équation développée par Beffy *et al.* (2001) pour la France, on prend en compte le logarithme du taux de chômage au lieu du taux de chômage en niveau.

Sources : citées dans le tableau.

1.4. Taux d'intérêt réel

L'effet des taux d'intérêt réels sur la consommation des ménages est ambigu. D'une part, un taux d'intérêt réel plus élevé « récompense » et accroît l'épargne des ménages : en effet, dans leurs arbitrages intertemporels, les ménages qui sacrifient leur consom-

mation aujourd'hui voient leur sacrifice davantage récompensé demain, ce qui les incite à épargner. Cet effet de substitution tend à diminuer la consommation des ménages. Cela étant, des taux d'intérêt plus élevés créent un effet de revenu qui pourrait induire une consommation plus forte : les ménages peuvent augmenter leur consommation courante. Dans la littérature, l'effet du taux d'intérêt sur le taux d'épargne est ambigu : une majorité des études citées par Rocher et Stierle concluent à un effet non significatif, mais certaines concluent à un effet positif, et d'autres à un effet négatif (Niculescu-Aron et Mihaescu, 2012 ; Grigoli *et al.*, 2014).

1.5. Effets de richesse

Comme on l'a vu *supra*, la consommation ne dépend pas seulement du revenu courant, mais également du revenu permanent (somme actualisée des revenus futurs et de la richesse initiale), et représente une proportion fixe du revenu permanent. Au niveau macroéconomique, cela se traduit par un lien entre consommation agrégée et richesse agrégée des ménages.

Les estimations des effets de richesse sont très disparates. Elles dépendent notamment des données utilisées (données de patrimoine ou indices boursiers/de prix des logements), de l'inclusion du passif dans la richesse (richesse brute ou nette), de la méthode économétrique utilisée (DOLS, GMM, modèles à correction d'erreur, ARDL, ...) et de la période d'estimation. En outre, deux principaux cadres d'estimation se distinguent dans la littérature récente :

- le premier (qui est celui dans lequel nous nous plaçons), consiste à estimer des équations de consommation « traditionnelles », à l'aide de modèles dynamiques, incarnés notamment par Muellbauer (1983), Aron *et al.* (2012), avec une relation de cointégration entre consommation, revenu, richesse, et éventuellement d'autres variables explicatives dans le long terme ;
- le second, lié au modèle de Carroll, Otsuka et Slacalek (211), met en doute l'hypothèse de cointégration et propose un modèle de consommation à anticipations rigides (*sticky expectations*). Ce modèle permet de contourner l'absence éventuelle de relation de cointégration et d'estimer des propensions marginales à consommer par rapport à la

richesse à court terme, dans une équation en différence en tenant compte de la persistance de la consommation, et d'en déduire la propension marginale à consommer par rapport à la richesse à long terme. Plusieurs études répliquent cette méthode (notamment Slacalek, 2009 ; Sousa, 2010 ; Barrell *et al.*, 2015).

Le tableau 3 présente quelques estimations des effets de richesse à partir des équations de consommation dans la littérature récente. Aux États-Unis, les estimations de l'élasticité de la consommation à la richesse totale sont convergentes² : 1 % d'augmentation de la richesse nette augmenterait la consommation de 0,2-0,3 %. Pour la France, jusqu'aux années 2000, les études concluaient quasiment unanimement à l'absence d'effet de richesse en France (voir Chauvin et Damette, 2010). L'introduction de nouvelles méthodes économétriques (moindres carrés dynamiques, moindres carrés non linéaires) a permis de faire apparaître un effet richesse, mais les estimations sont très hétérogènes, et l'augmentation de 1 % de la richesse nette a un impact sur la consommation de 0,02 % à 0,2 % selon les estimations. Au Royaume-Uni, l'amplitude est de 0,01 à 0,22 %, elle est de 0,05 à 0,16 % en Allemagne et de 0,01 à 0,11 % en Espagne. En termes de hiérarchie, il est difficile d'établir un classement, mais les États-Unis semblent se distinguer des autres pays avec une élasticité plus forte.

Par ailleurs, contrairement à la littérature initiale qui traitait de la richesse dans sa globalité, il est apparu nécessaire d'opérer une distinction entre richesse immobilière et financière. En effet, l'effet richesse est intrinsèquement lié aux questions de liquidité de la richesse ; or la richesse immobilière est beaucoup moins liquide que la richesse financière, ce qui devrait conduire à des effets richesse différenciés. En outre, la liquidité de la richesse immobilière est très variable entre pays, car elle dépend de la structure des marchés immobilier et hypothécaire (Catte *et al.*, 2004). Selon Slacalek (2009), dans les pays anglo-saxons (États-Unis, Canada, Royaume-Uni, Australie), la propension marginale à consommer serait plus forte sur la richesse immobilière que financière, en raison d'un marché immobilier plus liquide (prêts hypothécaires,

2. Seule l'estimation de Aron *et al.* (2012) paraît divergente, mais cela vient du fait que les auteurs estiment une semi-élasticité de la consommation à la richesse.

Tableau 3. Élasticités à long terme de la consommation à la richesse, estimations par pays et en panel

En %

Pays	Référence	Modèle	Période	Richesse nette	Financière	Immobilière
DEU	Barrell et Davis (2007)	MCE	1980t1 – 2001t4	0,153		
	Catte <i>et al.</i> (2004)	MCE	1985t1 – 2003t1		0,03	0,00
	Heyer et Timbeau (2006)	MCE	1991t1 – 2004t1		ns	0,13
	Slacalek (2006)**	VI/COS	1970t2 – 2002t4	0,052	1,134	0,086
	Slacalek (2009)**	VI/COS	1970t1 – 2002t4	0,166	0,907	0,094
	De Bonis et Silvestrini (2012)**	ARDL	1997t4 – 2008t1		-0,012	-0,019
ESP	Catte <i>et al.</i> (2004)	MCE	1984 t2 – 2002t2		0,07	0,15
	Slacalek (2006)**	VI/COS	1987t1 – 2002t4	0,010	0,239	0,008
	Slacalek (2009)**	VI/COS	1987t1 – 2002t4	0,113	0,322	0,112
	De Bonis et Silvestrini (2012)**	ARDL	1997t4 – 2008t1		0,078	0,011
USA	Aron <i>et al.</i> (2012)*	MCE	1973 t1 – 2010 t4	0,039	0,153-0,011	0,0001
	Aviat <i>et al.</i> (2007)	MCE	1954 – 2006	0,26		
	Barrell et Davis (2007)	MCE	1980t1 – 2001t4	0,294		
	Beffy <i>et al.</i> (2001)	MCE	1960 – 2001	0,23		
	Catte <i>et al.</i> (2004)	MCE	1970t1 – 2002t2		0,12	0,06
	Heyer et Timbeau (2006)	MCE	1980t1 – 2004t1		0,09	ns
	Slacalek (2006)**	VI/COS	1965t1 – 2003t4	0,235	0,097	-0,081
	Slacalek (2009)**	VI/COS	1965t1 – 2003t4	0,268	0,388	0,863
De Bonis et Silvestrini (2012)**	ARDL	1997t4 – 2008t1		0,076	0,062	
FRA	Aviat <i>et al.</i> (2007)	MCE	1985 – 2006	0,023		
	Barrell et Davis (2007)	MCE	1980t1 – 2001t4	0,208		
	Beffy <i>et al.</i> (2001)	MCE	1978 – 2000	0,075		
	Catte <i>et al.</i> (2004)	MCE	1979t2 – 2002t1		0,03	0,00
	Chauvin et Damette (2010)	MCE	1995 – 2005	0,07 à 0,11	0,05 à 0,08	0,08 à 0,13
	Heyer et Timbeau (2006)	MCE	1980t1 – 2004t2		ns	0,003
	De Bonis et Silvestrini (2012)**	ARDL	1997t4 – 2008t1		0,116	-0,062
	Slacalek (2006)**	VI/COS	1970t2 – 2003t2	0,185	0,055	0,073
	Slacalek (2009)**	VI/COS	1970t2 – 2003t2	0,266	0,061	0,084

Tableau 3(suite). Élasticités à long terme de la consommation à la richesse, estimations par pays et en panel

En %

Pays	Référence	Modèle	Période	Richesse nette	Financière	Immobilière
GBR	Aron <i>et al.</i> (2012)*	MCE	1967t1 – 2005t4	0,011 à 0,026	0,12/0,02	0,05
	Aviat <i>et al.</i> (2007)	MCE	1991 – 2006	0,22		
	Barrell et Davis (2007)	MCE	1980t1 – 2001t4	0,166		
	Catte <i>et al.</i> (2004)	MCE	1976t2 – 2002t1		0,17	0,13
	Hauseux et Pramil (2016)	MCE	1990t1 – 2014t4		0,14	0,11
	De Bonis et Silvestrini (2012)**	ARDL	1997t4 – 2008t1		0,024	0,014
	Slacalek (2006)**	VI/COS	1970t1 – 2003t4	0,066	0,219	0,041
	Slacalek (2009)**	VI/COS	1970t1 – 2003t4	0,08	0,119	0,211

Modèle : MCE : modèle à correction d'erreur, DOLS : moindres carrés ordinaires dynamiques, VI/GMM : méthode des moments généralisés à variables instrumentales, VI/COS : méthode développée dans Carroll, Otsuka et Slacalek (2011) avec variables instrumentales, ARDL : modèle à retards échelonnés (autoregressive distributed lag model).

Lecture : D'après Barrell et Davis (2007), une augmentation de 1 % de la richesse totale entraîne une augmentation de 0,105 % de la consommation en Allemagne.

* Aron *et al.* (2012) calculent une semi-élasticité (la consommation est prise en logarithme alors que les variables de richesse sont prises en niveau) et distinguent actifs financiers liquides et illiquides : au Royaume-Uni, la semi-élasticité de la consommation aux actifs financiers liquides est de 0,12, alors qu'elle est de 0,02 pour les actifs financiers non liquides. En outre, on ne peut pas comparer les résultats avec les autres car ils calculent une semi-élasticité (la consommation est prise en logarithme alors que les variables de richesse sont prises en niveau). De Bonis et Silvestrini calculent quant à eux

** Pour Slacalek (2009) et De Bonis et Silvestrini (2012), on déduit les élasticités des propensions marginales à consommer, d'après la formule : $\epsilon_{C/W} = (\Delta C/C) / (\Delta W/W) = pmc_{C/W} \times W/C$, où W représente la richesse agrégée, C la consommation agrégée, et pmc la propension marginale à consommer par rapport à la richesse ($pmc_{C/W} = \Delta C / \Delta W$). Pour des raisons de disponibilité des données, les élasticités sont calculées à partir d'un ratio W/C calculé sur une période plus restreinte que la période d'estimation de Slacalek (1980-2003 en France, au Royaume-Uni et aux États-Unis, 1980-1999 en Italie, 1991-2002 en Allemagne, 1995-2002 en Espagne).

Source : auteurs cités, Chauvin et Damette (2010).

hypothèques rechargeables, voir notamment Cardarelli *et al.*, 2008)³. En revanche, dans les pays de la zone euro, la propension marginale à consommer la richesse serait plus forte sur la richesse financière que sur la richesse immobilière. Cette conclusion fait cependant débat : en Allemagne et en Espagne, l'effet de richesse financière est plus fort que l'effet de richesse immobilière dans les articles cités dans le tableau 3. En revanche, au Royaume-Uni, en France et aux États-Unis, il apparaît difficile de conclure au vu des études empiriques.

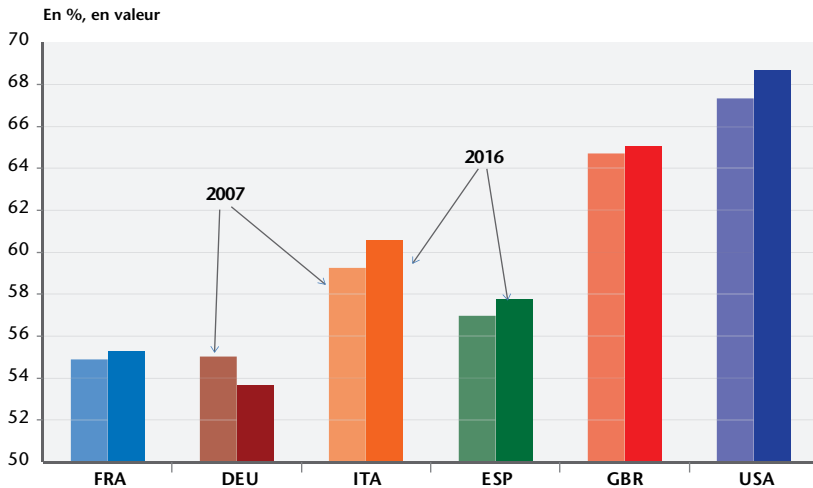
3. Aux États-Unis, l'effet de richesse immobilière a pris davantage d'importance dans la littérature empirique avec les travaux de Case, Quigley et Shiller (notamment sur le boom immobilier de 2000-2007).

2. La consommation et l'épargne des ménages dans la crise : quelques faits saillants

2.1. Consommation, revenu disponible et épargne des ménages

La dépense de consommation finale des ménages (y compris les institutions sans but lucratif au service des ménages (ISBLSM)) est la composante principale du PIB. Dans les six grands pays analysés (Allemagne, Espagne, France, Italie, Royaume-Uni et États-Unis), elle va d'un peu moins de 54 % à près de 69 % du PIB pour l'année 2016. C'est en Allemagne et en France que la consommation des ménages occupe la part dans le PIB la plus faible, aux alentours des 54/55 % (graphique 1). Elle est plus élevée en Espagne et en Italie (respectivement 58 % et 61 %). Enfin, cette part est bien plus élevée au Royaume-Uni et aux États-Unis (respectivement 65 % et 68 %). À noter, qu'à l'exception de l'Allemagne, le poids de la consommation des ménages dans le PIB a augmenté entre la période avant-crise (2007) et aujourd'hui (2016) dans les six pays étudiés : cette hausse est comprise entre 0,4 (France, Royaume-Uni) et 1,4 point de PIB aux États-Unis.

Graphique 1. Part de la consommation finale des ménages (y compris ISBLSM) dans le PIB en 2007 et 2016

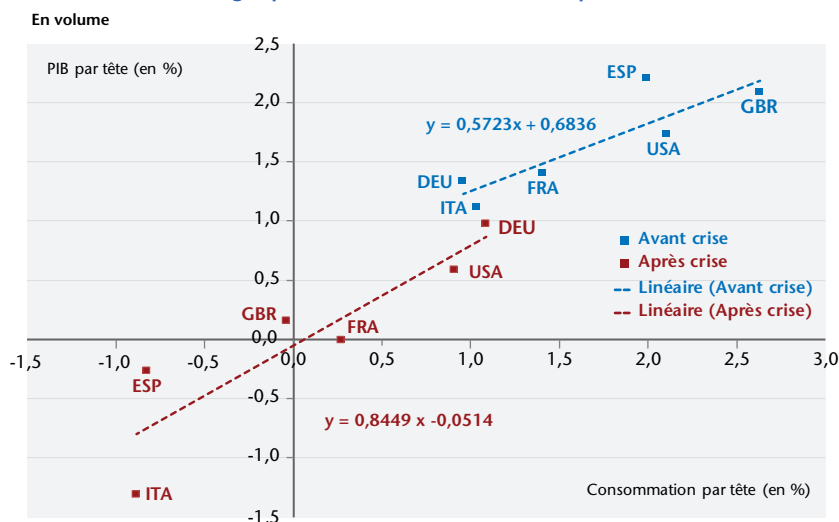


La consommation des ménages étant le principal poste de la demande agrégée, nous mettons logiquement en évidence une

relation positive de l'évolution entre la consommation par habitant et le PIB par habitant. Nous avons retenu deux sous-périodes d'analyse : celle de l'avant-crise que nous faisons débuter au début des années 1990 jusqu'à début 2008 et celle de l'après-crise qui commence début 2008 jusqu'aux dernières données connues en 2016.

L'Allemagne et l'Italie sont les pays qui affichent les performances les plus basses en termes de PIB par habitant sur la période avant-crise ; ce sont également les pays dont la consommation a le moins augmenté. À l'opposé, les pays les plus performants avant la crise (Espagne, Royaume-Uni et États-Unis) sont ceux qui ont connu la plus forte croissance de leur consommation (graphique 2).

Graphique 2. Taux de croissance du PIB par habitant et de la consommation des ménages par habitant avant la crise* et après la crise**



* avant-crise : période 1990t1-2008t1 (sauf pour Allemagne : 1991t1-2008t1).

** après-crise : période 2008t1-2016t4.

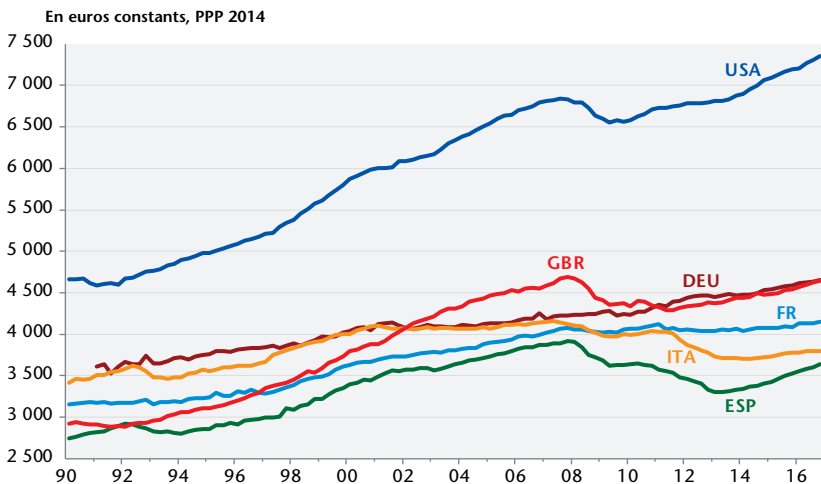
Sources : OCDE, comptes nationaux, calculs OFCE.

Cette relation entre dynamique de consommation et performance économique s'est accentuée depuis la crise, avec une élasticité entre consommation par habitant et PIB par habitant qui est passée en moyenne pour les pays étudiés de 0,57 avant la crise (soit un niveau proche de la contribution moyenne de la consommation au PIB) à 0,85 après la crise. Ainsi, les pays dont la croissance du PIB par habitant s'est le moins détériorée depuis la

crise de 2008 sont ceux dont la consommation a le mieux résisté, c'est-à-dire l'Allemagne et les États-Unis. À l'inverse, les pays comme l'Italie et l'Espagne, dont la consommation par habitant s'est le plus affaïssée, ont vu leur PIB par habitant se contracter.

Avant de présenter le modèle, il s'agit de mettre en évidence quelques faits stylisés autour de la consommation des ménages par pays et de s'intéresser aux principales variables qui peuvent expliquer son évolution. Tout d'abord, sur longue période 1990-2016, il existe de réelles disparités dans les dynamiques de consommation par pays (graphique 3). En effet, le Royaume-Uni et les États-Unis se caractérisent par une évolution dynamique depuis le début des années 1990, affichant respectivement un taux de croissance annuel moyen de consommation par habitant de 1,8 et 1,7 % par an (graphique 4). En France, en Allemagne et en Espagne, cette croissance a été moins soutenue et assez similaire entre les pays (comprise entre 1 % et 1,1 %). Quant à l'Italie, elle affiche une croissance moyenne très faible de sa consommation par habitant, avec seulement 0,4 % en moyenne par an. En revanche, les différences d'évolution entre la période d'avant et d'après crise sont très marquées : à l'exception de l'Allemagne, tous les pays étudiés ont eu un taux de croissance annuel moyen de la consommation par habitant plus élevé sur la période 1990-2008 que sur la période

Graphique 3. Dépenses de consommation finale par habitant en volume

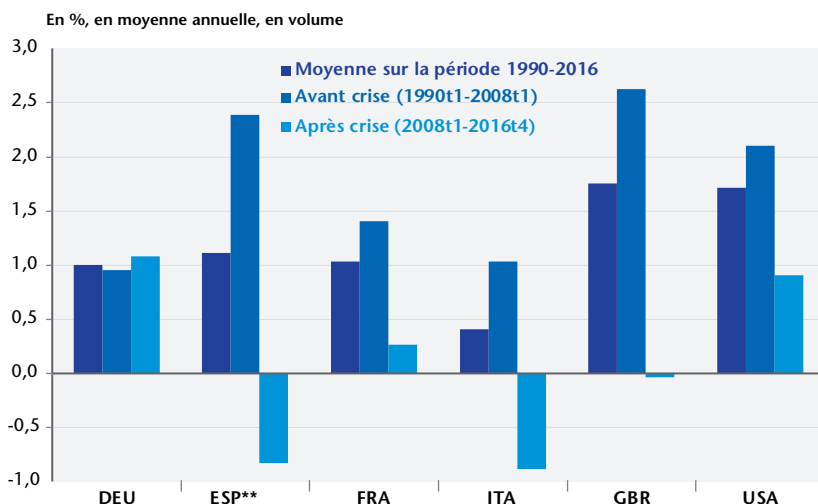


Sources : OCDE, comptes nationaux, calculs des auteurs.

2008-2016 (graphique 4). Ce différentiel de croissance entre ces deux périodes est compris entre un peu plus de 1 point de pourcentage (France, États-Unis) et plus de 3 points (Espagne et Royaume-Uni). Les deux derniers pays cités se caractérisent, avec les États-Unis, par la plus forte dynamique de consommation avant la crise, les très forts ajustements post-crise les conduisant à avoir des taux de croissance nuls (Royaume-Uni) ou négatifs (-0,8 % en Espagne).

Bien que le taux de croissance de la consommation par habitant ait ralenti aux États-Unis par rapport à la période d'avant-crise, il n'en reste pas moins que ce pays se situe parmi les pays les plus dynamiques, quelle que soit la période considérée. À l'extrême opposé se situe l'Italie qui, quelle que soit la période retenue, est le pays affichant la plus faible croissance de sa consommation par habitant. La France, quant à elle, se situe dans une situation intermédiaire, avec un ralentissement marqué après la crise de son taux de croissance de la consommation par habitant mais qui reste positif (0,3 %). Et si la consommation en France a connu une période relativement dynamique avant la crise (1,4 %) par rapport à l'Allemagne ou l'Italie, elle a été cependant moins forte que dans les pays anglo-saxons ou en Espagne, pays marqués par une forte hausse de l'endettement privé sur cette période.

Graphique 4. Dépenses de consommation finale par habitant



* Allemagne : avant-crise : 1991t1-2008t1.

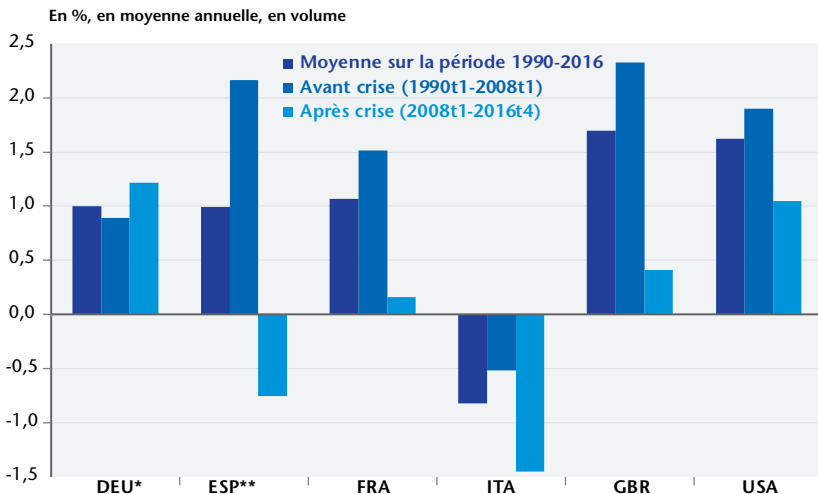
** Espagne : avant-crise : 1995t1-2008t1.

Sources : OCDE, comptes nationaux, calculs des auteurs.

Les évolutions contrastées de la consommation des ménages selon les périodes et les pays sont à mettre en lien avec un certain nombre de variables (revenu par habitant, patrimoine financier et non financier, taux de chômage, taux d'intérêt réel, ratio de dépendance des jeunes) qui permettent théoriquement de comprendre les comportements de consommation. Cela pose la question de savoir si d'une part les déterminants traditionnels de la consommation permettent d'expliquer l'évolution de la consommation des ménages avant et après la crise, et d'autre part si les élasticités ont évolué depuis la crise.

Les évolutions de la consommation des ménages dépendent avant tout de celles du revenu disponible brut. Mécaniquement, les pays qui ont connu la croissance de la consommation la plus dynamique depuis 1990 sont ceux aussi qui ont eu les plus fortes augmentations de revenu par habitant, c'est-à-dire le Royaume-Uni et les États-Unis (avec respectivement 1,7 % et 1,6 % en moyenne par an) (graphique 5). Dans les pays de la zone euro, les dynamiques de revenu par habitant sont plus faibles et très proches, à l'exception de l'Italie : 1,1 % en France, 1 % en Espagne et en Allemagne. Enfin, l'Italie se singularise des autres pays par une contraction de son revenu par habitant sur la période 1990-2016 (-0,8 % en moyenne par an).

Graphique 5. Revenu disponible brut des ménages par habitant



* Allemagne : avant-crise : 1991t1-2008t1.

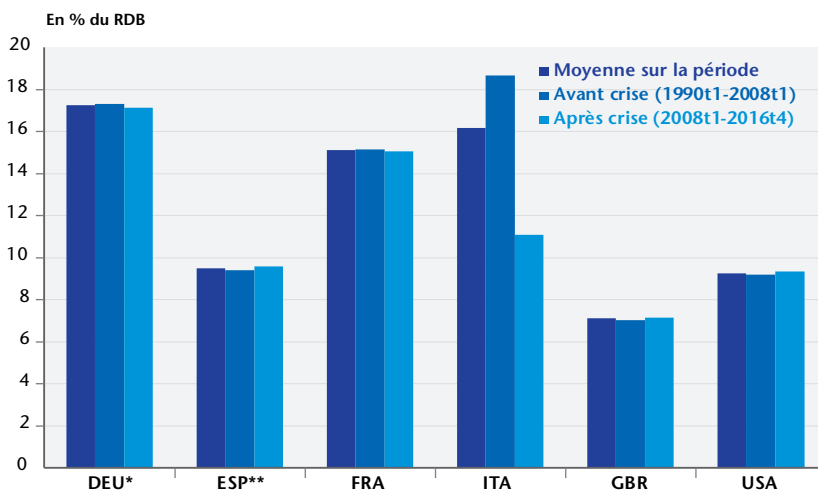
** Espagne : avant-crise : 1995t1-2008t1.

Sources : OCDE, comptes nationaux, calculs des auteurs.

Notons qu'à l'exception de l'Italie, qui a connu une forte baisse de son taux d'épargne, les évolutions de la consommation sur le long terme sont relativement en ligne avec celles du revenu (à 0,1 point près par an) mais les mouvements peuvent en revanche être plus contrastés sur des périodes plus courtes (par exemple en Espagne, au Royaume-Uni et aux États-Unis, avec une forte remontée des taux d'épargne sur la période 2007-2009).

Si l'on exclut l'Italie, dont les mouvements d'épargne sont singuliers et difficilement modélisables – d'où l'exclusion de ce pays des estimations économétriques présentées *infra*⁴ –, on peut distinguer deux types de pays : d'une part l'Allemagne et la France se caractérisent par des taux d'épargne élevés, respectivement autour de 17 % et 15 % ; d'autre part le groupe des pays à taux d'épargne relativement faibles qui comprend les deux grands pays anglo-saxons et l'Espagne, tous inférieurs à 10 %, le plus bas étant le Royaume-Uni avec une moyenne de 7 % (graphique 6).

Graphique 6. Taux d'épargne des ménages par habitant



* Allemagne : avant-crise : 1991t1-2008t1.

** Espagne : avant-crise : 1995t1-2008t1.

Sources : OCDE, comptes nationaux, calculs des auteurs.

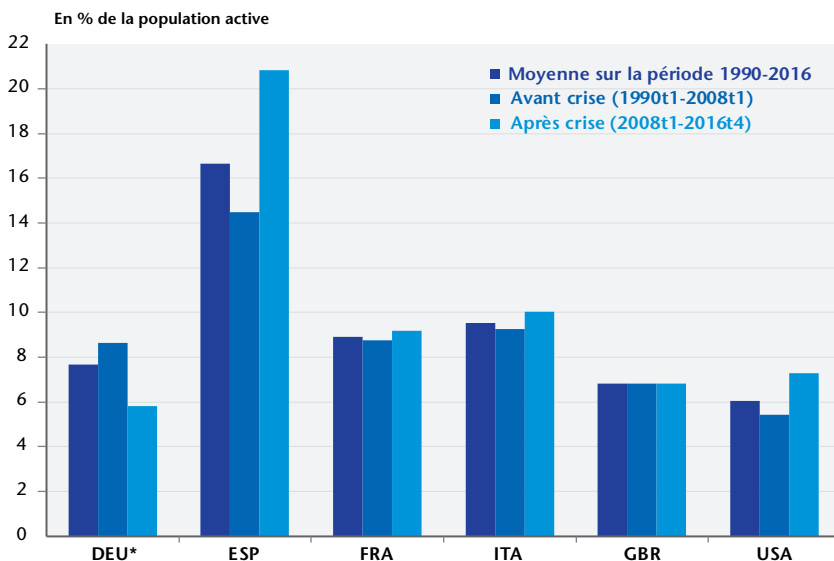
4. En effet, pour l'Italie, les estimations en série temporelle ne nous permettent pas d'obtenir de relation de co-intégration significative, même lorsque nous excluons la période après-crise et que nous commençons les estimations en 1997. De ce fait, nous ne présentons pas les résultats obtenus pour l'Italie et nous avons exclu l'Italie des pays retenus pour les estimations en panel.

Si la consommation des ménages évolue très largement comme le revenu, elle connaît des mouvements cycliques qui vont au-delà des seules évolutions du revenu. Ainsi, en comparant les périodes d'avant et d'après-crise caractérisées par des situations économiques très différentes, il est intéressant de voir comment se sont comportées les variables de patrimoine (effet de richesse), de taux de chômage (épargne de précaution) ou démographiques (part des jeunes dans la population) pour comprendre les différentes dynamiques de consommation, au-delà de la seule évolution du revenu.

2.2. Les principaux déterminants de la consommation

Le niveau du taux de chômage, à travers l'épargne de précaution, peut modifier les comportements de consommation des ménages. Sur la période 1990-2016, avec respectivement 6,1 % et 6,8 %, les États-Unis et le Royaume-Uni se caractérisent par un niveau de taux de chômage plus faible que les grands pays de la zone euro (graphique 7). À l'opposé se situe l'Espagne marquée par un chômage de masse (16,8 % en moyenne sur la période). Quant aux trois autres grands pays de la zone euro, ils se situent dans une fourchette relativement proche, comprise entre 7,7 % en Allemagne et 9,4 % en Italie (8,9 % en France). Pour le Royaume-Uni, la France ou l'Italie, les niveaux de taux de chômage sont relativement proches pour les deux sous-périodes (1990-2008 et 2008-2016). Les écarts sont en revanche importants pour l'Espagne où le taux de chômage approche les 21 % en moyenne sur la période d'après-crise, soit environ 6 points de plus que sur la moyenne d'avant-crise. Bien que dans une moindre mesure, on retrouve ce schéma aux États-Unis où le niveau de taux de chômage est en moyenne supérieur après la crise qu'avant la crise (de 2 points). Seule l'Allemagne se caractérise par un taux de chômage sur la période 2008-2016 inférieur à son niveau d'avant-crise (de près de 3 points). Si les grands pays anglo-saxons se caractérisent bien par un taux d'épargne relativement faible et un taux de chômage bas, cette relation est moins claire pour l'Espagne qui a un taux d'épargne plutôt faible malgré un taux de chômage élevé, ou pour l'Allemagne qui a un taux d'épargne élevé malgré un taux de chômage relativement bas.

Graphique 7. Taux de chômage

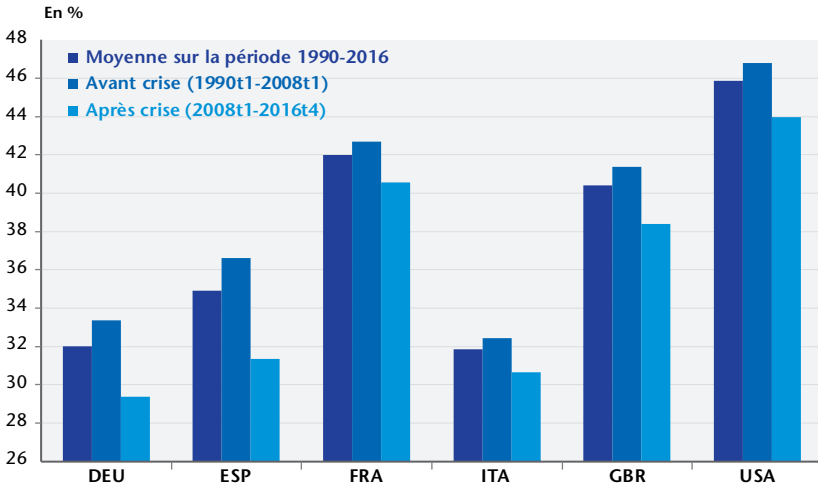


* Allemagne : avant-crise : 1991t1-2008t1.

Sources : OCDE, comptes nationaux, calculs des auteurs.

Au-delà du taux de chômage et parmi les autres variables qui peuvent influencer structurellement sur le comportement de consommation des ménages, il y a la structure démographique du pays, et tout particulièrement le ratio de dépendance des jeunes (la part des jeunes de moins de 19 ans rapportée à la population des 20-64 ans). Parmi les six pays étudiés, deux catégories de pays se distinguent (graphique 8) : d'une part les pays avec une part élevée de jeunes que sont les États-Unis (46 % en moyenne sur la période 1990-2016), la France (42 %) et le Royaume-Uni (40 %). D'autre part, les pays marqués par une part faible de jeunes sont les grands pays de la zone euro, à l'exception de la France : l'Espagne (35 %), l'Allemagne (32 %) et l'Italie (32 %). Notons que tous les pays ont connu une diminution de la part moyenne du nombre de jeunes dans la population des 20-64 ans entre la période 1990-2008 et la période 2008-2016 mais avec des amplitudes différentes. Cette diminution a été particulièrement forte en Espagne (-5 points) et en Allemagne (-4 points), cette dernière présentant la part de jeunes la moins élevée sur la période 2008-2016. La baisse a été significative aux États-Unis et au Royaume-Uni (près de -3 points) et relativement limitée en Italie et en France (environ -2 points).

Graphique 8. Ratio de dépendance (population -19 ans/population 20-64 ans)



* Allemagne : avant-crise : 1991t1-2008t1.

Sources : OCDE, comptes nationaux, calculs OFCE.

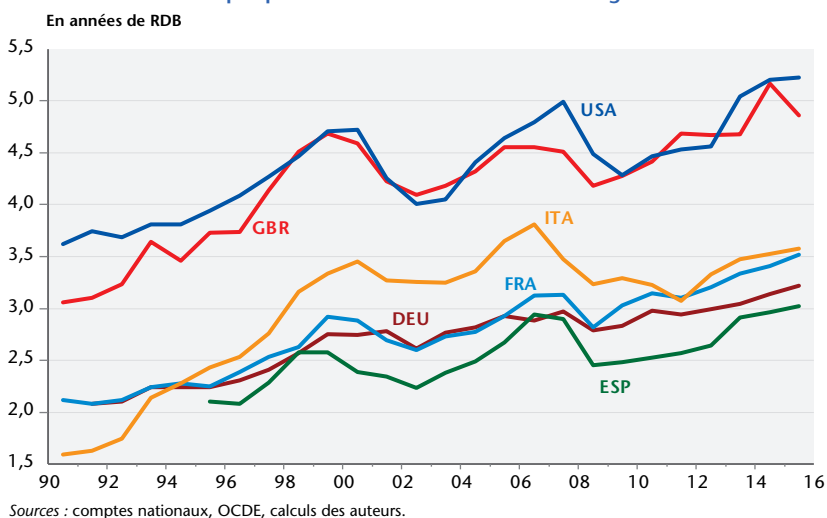
À l'exception de la France, les pays ayant une part élevée de jeunes se caractérisent par un taux d'épargne bas (Royaume-Uni et États-Unis). À l'inverse, l'Allemagne qui présente une part faible de jeunes affiche bien un taux d'épargne élevé. En revanche, l'Espagne affiche un taux d'épargne relativement faible malgré une part de jeunes bien inférieure aux pays anglo-saxons.

Enfin, les évolutions patrimoniales, *via* la valorisation des actifs financiers mais aussi des actifs non financiers nets des dettes, peuvent, à travers les effets de richesse, modifier les comportements de consommation (et donc d'épargne). Si les évolutions de la richesse financière, qui dépendent pour beaucoup des cycles boursiers, sont relativement corrélées entre pays, il n'en reste pas moins que les niveaux diffèrent selon les pays. Les grands pays anglo-saxons affichent des niveaux particulièrement élevés (graphique 9), avec des actifs financiers détenus par les ménages représentant environ 5 années de revenu en 2015. Contrairement aux grands pays d'Europe continentale, ces pays se caractérisent par des systèmes de pensions de retraite privés qui prennent souvent la forme de fonds de pensions. Logiquement, les grands pays de la zone euro affichent une part d'actifs financiers détenus plus faible qui représente entre près de 3 (Espagne, Allemagne) et 3,5 années de revenu (Italie, France). Une partie des écarts s'expli-

querait par les différences des modèles des systèmes des retraite. Ainsi, aux États-Unis les fonds de pension pèsent autour de 150 % de PIB alors que leur poids est nul en France. Idéalement il faudrait inclure dans les mesures de la richesse financière des ménages la valeur implicite de l'épargne constituée dans les systèmes par répartition, ce qui est visé par la prochaine refonte du système de comptabilité nationale au niveau international.

La richesse financière des ménages a connu des fluctuations dans les cinq pays étudiés, sous l'effet de deux cycles financiers majeurs sur la période 1990-2015 : d'abord l'éclatement de la bulle Internet au début des années 2000, puis la crise des *subprime* fin 2007.

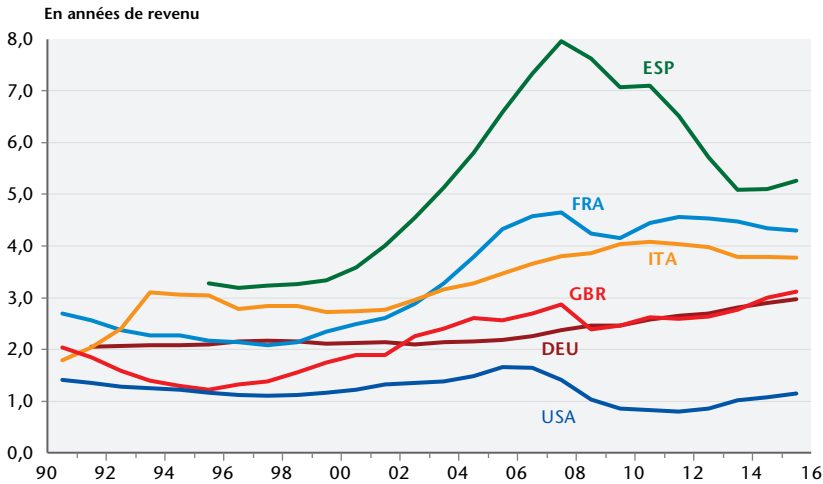
Graphique 9. Actif financier brut des ménages



À l'opposé du patrimoine financier, les pays présentant le patrimoine non financier (net des dettes) des ménages les plus bas sont les grands pays anglo-saxons, et tout particulièrement les États-Unis (1 année de revenu) (graphique 10). L'Espagne est le pays dont les ménages possèdent le patrimoine immobilier net des dettes le plus élevé (supérieur à 5 années de revenu en 2015). Notons cependant que les évolutions ont été très heurtées en Espagne sous l'effet de la bulle immobilière et de son éclatement. En effet, la richesse immobilière nette y est passée de 3,5 années de revenu en 2000 à près de 8 en 2007, avant de retomber à 5 en 2013. En France, cette richesse est passée de 2 années de revenu en 1997 à plus de 4,5

en 2007. En revanche, contrairement à l'Espagne, il n'y a pas eu de recul net et continu de cette richesse après 2007, laissant supposer qu'il n'y avait pas de bulle immobilière en France, de même qu'en Italie, dont la part a augmenté de 2,7 en 2000 à 4 en 2009, puis s'est relativement stabilisée depuis. Le Royaume-Uni, qui a connu un choc brutal en 2008, a vu son patrimoine immobilier net augmenter tendanciellement ensuite, atteignant un point haut en 2015. Ce dernier est passé de 1,2 année de revenu en 1995 à 3 en 2015. L'Allemagne a connu une augmentation de son patrimoine immobilier net beaucoup plus tardive, seulement à partir de 2005 et beaucoup plus modérée, passant de 2,2 en 2005 à 3 en 2015. Enfin, les États-Unis sont le seul pays étudié dont le patrimoine immobilier des ménages net des dettes, en années de revenu, est à un niveau plus bas en 2015 qu'au début des années 1990.

Graphique 10. Actif immobilier net* des ménages



* L'actif immobilier est net du passif financier.

Sources : comptes nationaux, OCDE, calculs des auteurs.

Ces faits stylisés donnent ainsi une idée des facteurs susceptibles d'influencer le comportement d'épargne dans chaque pays. L'intérêt de la méthode économétrique, développée dans la prochaine section, est de confirmer (ou d'infirmer) ces hypothèses.

3. Données et spécification économétrique

3.1. Les données

Notre analyse économétrique se focalise sur les évolutions de la consommation constatées dans cinq grandes économies avancées : la France, l'Allemagne, l'Espagne, le Royaume-Uni et les États-Unis. Afin de constituer la base de données utilisée, plusieurs sources ont été mobilisées.

Pour évaluer la consommation, que ce soit en valeur ou en volume, ainsi que le revenu disponible brut des ménages, les comptes nationaux trimestriels publiés par les instituts statistiques nationaux ont été retenus comme source de données. En Espagne, les comptes nationaux ne fournissent que certaines variables sur le champ des ménages, les autres (essentiellement des comptes d'agents) sont publiés sur le champ regroupant les ménages et les ISBLSM. En absence du détail pour certaines variables, l'ensemble des séries a été retenu sur le champ total.

Les données sur le taux de chômage sont issues d'Eurostat pour les pays européens et du Bureau of Labor Statistics (BLS) pour les États-Unis.

Pour mesurer la richesse financière, la richesse immobilière et le passif financier des ménages, nous utilisons deux sources : les données annuelles publiées par l'OCDE, construites à partir des comptes nationaux, ainsi que les données des banques centrales. Pour chaque pays, nous disposons des données détaillées sur l'actif financier détenu par les ménages, leur endettement et leurs actifs immobiliers. Le champ couvert par les données de l'OCDE pour l'actif immobilier peut différer entre les pays.

Les séries temporelles du patrimoine non financier des ménages publiées par l'OCDE peuvent être courtes. En effet, elles sont disponibles depuis 1995 pour l'Allemagne et depuis 1996 pour le Royaume-Uni. Afin d'avoir une profondeur historique plus importante, les données ont été rétrapolées avec les données publiées dans l'annexe statistique de Piketty et Zucman (2013), disponibles en ligne⁵, construites à partir des bases de la comptabilité nationale

5. Les données sont disponibles sur le site web <http://piketty.pse.ens.fr/fr/capitalisback>

antérieures. Enfin, l'ensemble de ces séries ont été rapportées au RDB annuel et lissées pour obtenir des séries trimestrielles.

Enfin, pour compléter la base de données, des séries de taux d'intérêt souverains de court terme (3 mois) et de long terme (10 ans) ont été retenues pour l'analyse, tout comme des variables annuelles de finances publiques produites par l'OCDE.

Enfin, les variables démographiques, comme le taux de dépendance des jeunes ou des seniors, sont issues de la base des Nations Unies (World Population Prospects, après la révision de 2008).

L'échantillon des données disponibles commence au premier trimestre 1980 – au premier trimestre 1991 pour l'Allemagne (après la réunification) et au premier trimestre 1995 pour l'Espagne – car les comptes d'agent incluant notamment le RDB n'existent pas pour la période antérieure. Les données sont disponibles jusqu'au quatrième trimestre 2016, sauf pour les séries issues des comptes annuels, mesurant notamment le patrimoine des ménages, qui ne sont disponibles que jusqu'en 2015.

3.2. De la théorie à la spécification économétrique

Plusieurs travaux théoriques mettent en évidence l'existence d'une relation entre la consommation, le revenu disponible et la richesse agrégée des ménages (Campbell et Mankiw, 1989 ; Lettau et Ludvigson, 2001). La présentation qui suit s'inspire notamment du modèle développé par Aron *et al.* (2012) et reprend certains de ses développements.

Dans le modèle de référence sans incertitude, avec un marché des capitaux parfait, des consommateurs homogènes et sans motif de transmission du patrimoine, la consommation à l'état stationnaire est proportionnelle aux ressources totales. En considérant que la richesse totale est la somme des actifs A_t et du revenu permanent p_t (représentant le capital humain), la fonction de consommation peut s'écrire sous une forme compatible avec l'hypothèse du cycle de vie de Modigliani :

$$C_t = \phi_t A_t + \omega_t P_t \quad (1)$$

En toute rigueur, les paramètres ϕ_t et ω_t devraient dépendre de la démographie et de la distribution du revenu et de la richesse dans la population d'un pays. Cela étant, en pratique, les études en

coupe montrent que les paramètres ϕ et ω sont moins différents d'une tranche d'âge à l'autre que ce que ne prédit la théorie, notamment en raison de l'incertitude sur la date de décès (Bosworth *et al.* 1991 ; Murata, 1999). Murata (1999) montre, sur données japonaises, que les modèles de consommation agrégée qui considèrent ϕ et ω constants conduisent à des conclusions similaires aux modèles qui prennent en compte l'évolution des paramètres, et un pouvoir explicatif comparable⁶. Par conséquent, dans la suite de l'article, nous faisons l'hypothèse que ϕ et ω sont constants. Pour capter néanmoins l'impact de la démographie, nous incluons par la suite, dans nos estimations en panels, le taux de dépendance (voir *partie 5*).

Ainsi, on peut réécrire :

$$C_t = \phi A_t + \omega P_t \quad (2)$$

On fait l'hypothèse que le revenu courant Y constitue une bonne approximation du revenu permanent P . Cette hypothèse est très courante dans l'estimation des fonctions de consommation : si l'on définit le revenu permanent comme la somme des revenus futurs actualisés par le taux d'escompte psychologique, cela revient à considérer que le taux d'escompte des ménages est égal au taux de croissance du revenu.

En divisant chaque membre de l'équation par le revenu courant Y , on obtient :

$$C_t = \phi_t A_t + \omega_t P_t \quad (3)$$

La partie droite de l'équation est de la forme $1 + x$, avec x faible. On peut utiliser le développement limité d'ordre 1, selon lequel : $\ln(1 + x) \approx x$ quand x est proche de 0⁷. On obtient :

$$\ln \frac{C_t}{Y_t} = \ln \omega + \frac{\phi}{\omega} \frac{A_t}{Y_t} = \alpha_0 + \gamma \frac{A_t}{Y_t} \quad (4)$$

Avec $\alpha_0 = \ln \omega$ et $\gamma = \phi / \omega$. α_0 dépend du taux de croissance du revenu et de la démographie, alors que γ dépend de la distribution du revenu, de la richesse et de la démographie. Notons que de

6. Pour davantage de détails sur l'agrégation des comportements de consommation, on pourra se reporter à Aron *et al.*, (2012).

7. Si x n'est pas proche de 0, on obtient le même résultat avec un développement limité à l'ordre 2.

nombreux travaux utilisent le logarithme de la richesse, plutôt que la richesse en niveau dans l'équation (4), afin d'obtenir directement l'élasticité de la consommation à la richesse. Or, le ratio A/Y en niveau permet de préserver la structure additive de la décomposition de la richesse⁸.

Si l'on étend le modèle à des anticipations sur le revenu, il faut introduire une mesure de l'incertitude du revenu, mesurée par le taux de chômage U_t . Si les taux d'intérêt réels sont variables, la théorie standard préconise de les introduire dans le modèle. On obtient ainsi la relation de long terme (5) :

$$\ln \frac{c_t}{y_t} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{A_t}{y_t} + \alpha_2 R_t + \alpha_3 U_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

En ajoutant d'autres facteurs « réalistes » (comme les encaisses réelles, la démographie ou les effets ricardiens), en séparant les actifs en financiers et immobiliers, on obtient une version empirique moderne de la fonction de consommation de Friedman-Ando-Modigliani et Brumberg qui rend compte du modèle de cycle de vie.

Nous choisissons d'estimer une fonction de consommation dynamique sous la forme d'un modèle à correction d'erreur (MCE). Ainsi, la spécification économétrique retenue peut s'écrire (les variables en minuscules sont prises en logarithme) :

$$\Delta c_t = \alpha_0 - \beta [c_{t-1} + pc_{t-1} - rdb_{t-1} - a_1(RF_{t-1} + RI_{t-1}) - a_2 U_{t-1} - a_3 R_{t-1} - \alpha_4 pc_{t-1}] + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta c_{t-i} + \sum_{i=0}^l \rho_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Où c représente la consommation en volume, pc le déflateur de la consommation, rdb le revenu disponible brut en valeur, U le taux de chômage, RF la richesse financière brute en points de RDB, RI la richesse immobilière nette en points de RDB, R le taux d'intérêt réel et x un vecteur de variables de contrôle qui tiennent compte des chocs de court terme et ε_t , le résidu, est un bruit blanc. La formule entre crochets constitue la relation de long terme existant entre la consommation, le revenu disponible des ménages, la richesse nette qu'ils possèdent, le taux de chômage, le taux d'intérêt et le niveau général des prix. Il faut noter que dans la

8. Muellbauer et Lattimore (1995) et Altissimo *et al.* (2005) ont montré qu'une spécification en logarithme se prêtait difficilement à l'estimation des effets des différentes sources de richesse.

forme de long terme retenue, le niveau des prix à la consommation et le revenu ont un coefficient unitaire, conformément au modèle théorique. Ceci suggère implicitement que le taux de consommation (donc par la complémentaire, le taux d'épargne) dépend des effets de richesse, de l'épargne de précaution – représentée par l'effet du taux de chômage –, le taux d'intérêt réel et les éventuels effets d'encaisses réelles.

4. Depuis la crise financière des *subprime*, les méthodes classiques échouent à prévoir la consommation des ménages

4.1. Résultats des estimations réalisées avant la crise financière de 2008

L'équation (2) est estimée sous la forme d'un modèle à correction d'erreur (MCE) en une étape. La dépense de consommation des ménages est expliquée par le revenu disponible réel, le taux de chômage, la richesse (financière et immobilière) des ménages, un effet d'encaisses réelles et une mesure du taux d'intérêt réel à 10 ans. Plusieurs variables indicatrices temporelles sont ajoutées à l'équation pour rendre compte, par pays, de la survenance d'événements exceptionnels (modification de la TVA, mise en place de programmes favorisant les achats automobiles, événements climatiques qui influencent la consommation énergétique, ...). Par ailleurs, nous avons testé, la variable « ratio de dépendance des jeunes » mais les résultats par pays n'étaient pas suffisamment robustes et uniformes pour qu'on puisse la retenir dans nos estimations en séries temporelles.

Lorsque l'on ne distingue pas les différentes formes de richesse des ménages, l'équation 2 estimée sur la période d'avant-crise (1991-2007), donne des résultats peu satisfaisants. Les résultats sont présentés en annexe dans le tableau 7 en annexe. Seuls les paramètres statistiquement significatifs ont été conservés dans les spécifications exposées. La force de rappel est à la limite de significativité pour l'ensemble des pays et serait même non significative en Allemagne et en Espagne, signalant une absence de relation de cointégration. Si les effets de richesse jouent un rôle significatif au Royaume-Uni où une hausse de la richesse de 1 point de RDB se traduit par une hausse de la consommation des ménages de 0,05 %, leur impact est quasiment imperceptible dans les autres

pays. L'épargne de précaution, mesurée par l'effet du taux de chômage n'a un impact qu'au Royaume-Uni et en Espagne.

Quand la richesse des ménages est décomposée par type d'actifs, les équations estimées avant-crise gagnent en qualité (tableau 8 en annexe). D'une part, la force de rappel devient significative pour l'ensemble des pays étudiés et d'autre part, la significativité des variables est accrue dans la relation de long terme. Ceci semble suggérer qu'il est capital de distinguer entre les différentes formes de richesse accumulée par les ménages. On constate que le seul effet systématiquement présent dans les cinq grandes économies avancées est l'effet de richesse financière brute.

La richesse immobilière ne semble pas jouer un rôle sur l'évolution du taux de consommation (et par conséquent d'épargne) des ménages hormis en France. L'absence d'effet peut trouver une justification théorique. Si au niveau individuel, un ménage propriétaire peut utiliser la plus-value réalisée sur son patrimoine immobilier comme levier pour augmenter sa consommation, au niveau global, les gains des propriétaires compensent les pertes des locataires ou des ménages accédants. Cet argument a été mobilisé notamment par Buitier (2008). Évidemment, cet argument peut devenir caduc dans des contextes avec des marchés de capitaux imparfaits (générant notamment des contraintes de liquidité) ou si le marché immobilier est sensible à des bulles spéculatives. Dans ce dernier contexte, les effets de richesse engendrés par la bulle peuvent servir de levier pour augmenter la consommation des ménages.

Selon nos estimations réalisées sur la période d'avant-crise, le motif de précaution, mesuré par le taux de chômage, ne semble pas important pour expliquer l'évolution de la consommation. Pour la France, ce résultat serait conforme aux résultats de Catte *et al.* (2004) et Hauseux et Pramil (2013). Enfin, l'effet des encaisses réelles sur le taux d'épargne est présent en France.

Sur la base de ces résultats, nous avons retenu nos spécificités préférées. Elles sont présentées dans le tableau 4. Le choix de ces spécifications a été réalisé sur la base de trois critères : (1) la relation de cointégration doit être statistiquement significative, (2) les tests statistiques standard doivent confirmer que les résidus des modèles retenus ont de bonnes propriétés (absence d'autocorrélation, ils suivent une loi gaussienne, absence d'hétéroscédasticité) et

(3) les coefficients de la relation de long terme sont conformes à la théorie macroéconomique. Les équations estimées avant-crise ont les bonnes propriétés statistiques et permettaient de faire des estimations fiables avant le déclenchement de la crise financière globale. La richesse financière brute permettait d'estimer relativement bien le niveau du taux de consommation dans la totalité des pays analysés. Le taux de chômage n'avait un impact dans la relation de long terme qu'au Royaume-Uni.

Dans nos estimations préférées, une hausse de 1 point de RDB de la richesse financière brute des ménages augmente la consommation des ménages en volume de 0,08 % en Espagne, 0,05 % au Royaume-Uni, de 0,04 % en France et de seulement 0,02 % aux États-Unis et en Allemagne. De façon surprenante, l'effet d'une hausse de la richesse financière est faible aux États-Unis. Il n'y a que dans le cas de la France qu'un effet de richesse immobilière nette ressort de façon statistiquement significative. Toutefois, en points de RDB, une hausse de la richesse immobilière a moins d'impact qu'une hausse équivalente de la richesse financière.

Nos résultats sont directement comparables à ceux de Aron *et al.* (2012), qui estiment également une semi-élasticité sur le Royaume-Uni et les États-Unis, mais en distinguant richesse financière liquide et richesse financière illiquide. Alors que nous estimons une semi-élasticité de 0,02 sur la richesse financière américaine agrégée, Aron *et al.* (2012) trouvent une semi-élasticité de 0,15 sur la richesse financière liquide et de 0,01 sur la richesse financière non liquide. Pour le Royaume-Uni, Aron *et al.* (2012) estiment une semi-élasticité de 0,12 sur la richesse financière liquide et de 0,02 sur la richesse financière non liquide, alors que nous estimons une semi-élasticité de 0,05. Nos résultats sont donc cohérents, même s'ils semblent faibles pour les États-Unis. Notons néanmoins que nos périodes d'estimation sont différentes : ils estiment l'équation américaine depuis 1973 et s'arrêtent en 2010, alors que nous estimons l'équation sur une période plus courte et plus récente.

Pour comparer nos résultats au reste de la littérature, on peut transformer notre semi-élasticité en élasticité, en multipliant le coefficient obtenu dans nos régressions par la moyenne du ratio richesse/revenu sur la période d'estimation. Ainsi, une hausse de 1 % de la richesse aurait un impact moyen sur la consommation de 0,20 % au Royaume-Uni et en Espagne, de 0,10 % en France,

Tableau 4. Spécifications préférées de l'équation 2 avec distinction des effets de richesse, estimée par pays

	DEU		GBR		USA		ESP		FRA	
	Avant-crise	Avec crise	Avant-crise	Avec crise	Avant-crise	Avec crise	Avant-crise	Avec crise	Avant-crise	Avec crise
Constante	1,02*** 2,88	0,95*** 3,43	0,78*** 3,67	0,90*** 4,24	0,95*** 5,70	0,46*** 3,53	0,75*** 3,61	0,72*** 3,54	0,35*** 3,92	0,33*** 4,41
Force de rappel	-0,24*** -2,87	-0,22*** -3,41	-0,18*** -3,78	-0,20*** -4,23	-0,21*** -5,63	-0,10*** -3,40	-0,17*** -3,60	-0,16*** -3,52	-0,36*** -4,53	-0,29*** -5,13
Richesse financière brute (pts de RDB)	0,02** 2,46	0,01* 1,67	0,05*** 3,39	0,01* 1,64	0,02*** 4,87	-0,01 -0,93	0,08*** 4,99	0,05*** 2,83	0,04*** 2,95	0,06*** 3,98
Richesse immobilière nette (pts de RDB)									0,01*** 2,82	0,01** 2,17
Taux de chômage (pts de la population active)			-0,08 -0,28	-0,76*** -3,40			-0,22** -2,34			
Effet encaisse réel (log (Prix de la Conso.))									-0,27*** -3,99	-0,32*** -4,49
LM(1)	0,40 [p>0,52]	1,93 [p>0,16]	0,09 [p>0,76]	11,34 [p>0,00]	0,16 [p>0,68]	2,94 [p>0,08]	0,95 [p>0,33]	3,78 [p>0,05]	0,21 [p>0,65]	1,69 [p>0,20]
LM(4)	0,93 [p>0,44]	2,3 [p>0,06]	0,51 [p>0,72]	10,95 [p>0,00]	1,19 [p>0,32]	3,80 [p>0,00]	1,19 [p>0,32]	3,65 [p>0,00]	1,18 [p>0,33]	1,09 [p>0,37]
ARCH(4)	0,7 [p>0,58]	1,91 [p>0,11]	0,32 [p>0,85]	10,22 [p>0,00]	0,34 [p>0,84]	1,23 [p>0,30]	0,22 [p>0,92]	1,33 [p>0,26]	0,64 [p>0,64]	0,55 [p>0,70]
Jarque-Bera	0,28 [p>0,86]	0,46 [p>0,79]	0,63 [p>0,72]	44,84 [p>0,00]	0,94 [p>0,62]	1,56 [p>0,45]	4,49 [p>0,11]	3,82 [p>0,14]	5,79 [p>0,06]	9,49 [p>0,01]
Échantillon	1991t1: 2007t4	1991t1: 2016t1	1991t1: 2007t4	1991t1: 2016t1	1991t1: 2007t4	1991t1: 2016t1	1995t2: 2008t2	1995t2: 2016t1	1988t1: 2007t4	1988t1: 2016t2

***, ** Significatif aux seuils respectifs de 1 % et 5 %.

Source : calculs des auteurs.

de 0,09 % aux États-Unis et seulement de 0,05 % en Allemagne. L'effet est particulièrement fort sur l'Espagne et sur le Royaume-Uni, mais conforme à ce qu'observe Slacalek (2006). Les effets sont faibles en Allemagne (comme ce qu'observent Catte *et al.*, 2004) et surtout aux États-Unis. Pour la France, Chauvin et Damette observent un effet de 0,05 à 0,08 %.

4.2. Pas d'effet ricardien observable avant la crise

Plusieurs variables de finances publiques ont été mobilisées afin de tester l'existence d'effets ricardiens. Dans certains cadres théoriques très particuliers (marchés financiers parfaits, horizon d'anticipation des ménages identique à celui de l'État, rationalité des ménages), une augmentation du déficit public – qui pourrait traduire une volonté de mettre en place une politique de relance budgétaire – ne devrait pas avoir d'impact sur le comportement de consommation des ménages. En effet les ménages, au lieu de profiter du surplus de revenu distribué par l'État, *via* sa politique de relance, épargnent l'intégralité du surplus exogène de revenu afin de ne pas restreindre leur consommation au moment où les impôts augmenteront pour financer le remboursement de la dette publique générée par la relance. Ce résultat théorique fort est dépendant d'un cadre théorique très restrictif.

L'analyse statistique a tendance à rejeter cette analyse. Pendant la période d'avant-crise, pendant laquelle les estimations classiques des modèles de prévision sont valables, il y a peu d'évidence empirique sur la présence d'effets ricardiens. Ces effets ont été testés en mobilisant différentes variables décrivant l'état des finances publiques (solde budgétaire en pourcentage du PIB, solde structurel ou niveau de la dette publique). Ces variables ont été ajoutées aux spécifications préférées de la sous-section *infra*.

Les variables de finances publiques n'ont pas d'impact robuste sur le niveau de la consommation des ménages dans aucune des économies étudiées. Seul le cas allemand montre l'impact positif sur la consommation d'une amélioration du solde structurel calculé par l'OCDE. Dans les autres pays, les effets ricardiens ne seraient pas significatifs (tableau 5).

4.3. Les modèles estimés avant-crise ne passent pas le test de la crise

La crise a perturbé la relation entre consommation, richesse immobilière et taux de chômage. La crise financière a affecté la validité statistique des modèles de prévision. Les modèles incluant les trimestres postérieurs au premier trimestre 2008 ne passent plus les tests statistiques de base. Les résidus souffrent d'autocorrélation (d'ordre 1 et d'ordre 4), les résidus ne sont plus gaussiens et souffrent d'hétéroscédasticité. Ces modèles ne sont plus utilisables pour faire des prévisions de la consommation des ménages. Ceci peut être observé dans les simulations dynamiques.

L'inclusion de la période postérieure à la crise financière dans l'échantillon d'estimation diminue la valeur du coefficient lié à l'effet de richesse financière dans la totalité des pays, à l'exception de la France. En revanche, le coefficient associé au taux de chômage devient plus fort au Royaume-Uni et en Espagne quand on tient compte des évolutions ultérieures à la crise. Toutefois, si ces résultats donnent des intuitions sur l'évolution de l'impact de ces variables à la suite de la crise, ils ne peuvent pas servir de base d'analyse car les modèles n'affichent plus des propriétés statistiques satisfaisantes.

Dans tous les pays étudiés, les équations préférées d'avant-crise surestiment pour la période post-crise le niveau de la consommation au regard de leurs déterminants identifiés. Ce biais systématique, qui se traduit par l'apparition d'autocorrélation dans les résidus de l'équation suggère que des facteurs non observés perturbent le taux de consommation (et d'épargne des ménages) depuis l'apparition de la crise.

Les effets attendus ne sont pas identifiés par les méthodes classiques d'estimation et requièrent de modifier la logique de modélisation afin de pouvoir les capturer. L'utilisation de méthodes de données de panel peut permettre d'identifier des nouveaux effets qui ne sont pas capturés par la seule dimension temporelle. En effet, en profitant de l'hétérogénéité observée entre les pays, ceci peut faire apparaître de nouveaux facteurs explicatifs à la consommation, non intégrés aux équations estimées ci-dessus.

Tableau 5. Estimation de l'effet ricardien en utilisant différentes variables de finances publiques

	Allemagne			Royaume-Uni			États-Unis			Espagne			France		
Solde nominal (pts de PIB potentiel)	0,09 0,79			-0,08 -0,49			0,01 0,08			-0,28 -1,24			0,001 1,21		
Solde structurel (pts de PIB nominal)	0,73 2,22**			-0,06 -0,41			0,03 0,25			0,29 0,51			0,003 1,88*		
Dettes publiques (pts de PIB)			0,06 1,13			0,08 1,04			0,00 0,09			0,13 2,74***			0,000 0,36
LM(1)	0,43 [p>0,51]	1,04 [p>0,30]	0,35 [p>0,55]	0,10 [p>0,74]	0,09 [p>0,76]	0,27 [p>0,59]	0,17 [p>0,67]	0,2 [p>0,65]	0,15 [p>0,69]	0,49 [p>0,48]	1,13 [p>0,29]	0,89 [p>0,34]	1,82 [p>0,18]	1,49 [p>0,23]	1,64 [p>0,20]
LM(4)	0,97 [p>0,42]	2,42 [p>0,05]	0,81 [p>0,52]	0,51 [p>0,72]	0,49 [p>0,73]	0,65 [p>0,62]	1,20 [p>0,31]	1,22 [p>0,31]	1,16 [p>0,33]	0,61 [p>0,65]	0,76 [p>0,55]	1,66 [p>0,17]	1,14 [p>0,34]	1,08 [p>0,37]	1,08 [p>0,37]
ARCH(4)	0,58 [p>0,67]	0,58 [p>0,67]	1,04 [p>0,39]	0,39 [p>0,81]	0,39 [p>0,81]	0,27 [p>0,89]	0,36 [p>0,83]	0,38 [p>0,81]	0,33 [p>0,85]	0,15 [p>0,96]	0,30 [p>0,87]	0,02 [p>0,99]	0,62 [p>0,65]	0,69 [p>0,60]	0,57 [p>0,69]
Jarque-Bera	0,83 [p>0,65]	0,92 [p>0,62]	0,16 [p>0,92]	0,64 [p>0,72]	0,61 [p>0,73]	0,41 [p>0,81]	0,96 [p>0,61]	1,01 [p>0,60]	0,91 [p>0,63]	4,23 [p>0,12]	2,6 [p>0,27]	0,75 [p>0,68]	10,04 [p>0,01]	8,03 [p>0,02]	9,7 [p>0,01]
Échantillon	1991t1: 2007t4	1991t1: 2007t4	1991t1: 2007t4	1991t1: 2007t4	1991t1: 2007t4	1991t1: 2007t4	1991t1: 2007t4	1991t1: 2007t4	1991t1: 2007t4	1995t5: 2008t2	1995t2: 2008t2	1995t2: 2008t2	1988t1: 2016t2	1988t1: 2016t2	1988t1: 2016t2

***, ** : Significatif aux seuils respectifs de 1 % et 5 %.

Source : calculs des auteurs.

5. Les estimations en panel permettent de simuler avec succès la consommation après la crise

La crise financière ayant touché l'ensemble des pays développés, on procède à des estimations en panel pour tenter de mettre en évidence des effets communs entre pays. Le panel permet en effet d'introduire de la variance inter-pays dans le modèle. Ceci donne des nouvelles sources d'identification pour les estimations économétriques. Dans un deuxième temps, ces estimations sont mises en œuvre pour simuler la consommation sur la période d'analyse dans chaque pays : l'observation montre que le modèle en panel reproduit bien les comportements de consommation par pays.

On repart de la relation de long terme présentée dans la partie 3.2., en y ajoutant le taux de dépendance⁹ :

$$c_{i,t} = \alpha_i + (rdb_{i,t} - pc_{i,t}) + \beta_i w_{i,t} + \gamma_i R_{i,t} + \delta_i U_{i,t} + \zeta_i txdep_{i,t} \quad (7)$$

avec $c_{i,t}$ le logarithme de la consommation en volume dans le pays i à la date t , $(rdb_{i,t} - pc_{i,t})$ le revenu disponible brut en volume, $w_{i,t}$ la richesse nette rapportée au revenu courant, et qui peut se décomposer en richesse financière rf_t et richesse immobilière ri_t , R_t le taux d'intérêt réel, U_t l'incertitude sur le revenu mesurée par le taux de chômage, et $txdep_t$ le taux de dépendance (ratio de la population âgée de 0 à 19 ans rapporté à la population âgée de 20 à 64 ans). α , β , γ , δ , ζ sont des semi-élasticités.

L'équation (7) peut se réécrire sous la forme d'un modèle à correction d'erreur :

$$\begin{aligned} \Delta c_{i,t} = & \alpha_0 + \phi_i (c_{i,t-1} - (rdb_{i,t-1} - pc_{i,t-1}) \\ & - \alpha_i - \beta_i w_{i,t-1} - \gamma_i R_{i,t-1} - \delta_i U_{i,t-1} - \zeta_i txdep_{i,t-1}) + \\ & \sum_{j=1}^{p-1} \kappa_{i,j} \Delta c_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \lambda_{i,j} (rdb_{i,t-j} - pc_{i,t-j}) \Delta w_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{r-1} \mu_{i,j} \Delta w_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{s-1} \nu_{i,j} \Delta R_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{u-1} \omega_{i,j} \Delta U_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{u-1} \pi_{i,j} \Delta txdep_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (8)$$

9. En effet, dans les estimations en panel, les différences de niveau de ratio de dépendance entre pays apportent une information qui n'était pas contenue dans les seules séries temporelles par pays. C'est pourquoi nous incluons cette variable dans nos estimations en panel.

$\kappa_{i,j}$, $\lambda_{i,j}$, $\mu_{i,j}$, $\nu_{i,j}$, $\omega_{i,j}$ et $\pi_{i,j}$ sont les paramètres associés aux variables différenciées dans le court-terme, ϕ_i sont les forces de rappel qui rendent compte de la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme, et $(\alpha_i, \beta_i, \gamma_i, \delta_i, \zeta_i)$ sont les paramètres du vecteur de cointégration. En l'occurrence, on choisit ($p = 1$, $q = 1$, $s = 4$, $u = 2$ et $v = 1$). On inclut également quelques indicatrices par pays dans le court terme pour tenir compte des changements de politique économique ayant eu un impact sur la consommation (TVA, primes à la casse, etc.). Le panel est non cylindré et s'étend sur la période 1990t1 – 2016t3.

Nous choisissons d'estimer le modèle en appliquant la méthode des moindres carrés ordinaires au modèle « *poolé* », c'est-à-dire que l'on contraint la force de rappel ϕ à être identique entre tous les pays, ainsi que les coefficients de long terme (*long term heterogeneity*).

$$\forall i, \alpha_i = \alpha, \beta_i = \beta, \gamma_i = \gamma, \delta_i = \delta \text{ et } \zeta_i = \zeta.$$

Seules les constantes et les coefficients de court terme peuvent différer entre les pays (on détermine le nombre de retards dans le modèle en fonction de la significativité des coefficients). Dans certaines spécifications (modèles 2, 4, 5, 6 et 8 du tableau 6), nous relâchons l'hypothèse d'un coefficient de long terme commun β sur la richesse et autorisons les coefficients à différer entre pays, afin de mesurer l'importance de l'effet richesse entre pays.

Le tableau 6 montre les forces de rappel significatives dans tous les modèles. Le taux de dépendance, qui représente la part des jeunes de moins de 19 ans par rapport à la population des 20-64 ans, a un impact positif et significatif sur la consommation, dans toutes les spécifications. Ce résultat est conforme à la fois aux précédentes études empiriques (notamment Loayza, Schmidt-Hebbel et Servén, 2000 ; Samwick, 2000) et à la théorie du cycle de vie : ainsi, les ménages jeunes ou ayant des enfants à charge épargnent moins et consomment davantage que les autres, s'ils n'ont pas de contraintes de crédit. Ainsi, lorsque le taux de dépendance augmente d'un point, la consommation augmente de 1,6 % à 2 % selon les spécifications.

Le taux de chômage a un impact négatif sur la consommation, significatif dans toutes les régressions : un point de taux de chômage en plus fait baisser la consommation entre 0,34 % et

0,72 % en volume, selon les spécifications. Ce résultat est cohérent avec ce qu'on observe sur données empiriques dans plusieurs pays (voir tableau 2).

Le taux d'intérêt réel n'a un impact significatif que dans les modèles MCE-7 et MCE-8 où l'on ne considère que la richesse financière brute. Dans ces deux modèles, l'impact du taux d'intérêt réel sur la consommation est négatif : l'effet de substitution est plus fort que l'effet revenu (le taux d'intérêt est une récompense au fait de renoncer à la consommation présente). En outre, l'évolution du taux d'intérêt réel est une indicatrice des conditions de crédit : lorsqu'il augmente, les ménages sont moins enclins à s'endetter, et l'épargne devient plus rentable. Lorsque le taux réel augmente d'un point, la consommation diminue d'environ 0,4 % dans notre spécification. Ce résultat est d'un ordre de grandeur comparable à ce qu'observent d'autres études empiriques, notamment Niculescu-Aron et Mihaescu (2012) qui trouvent qu'une hausse du taux d'intérêt réel d'un point fait baisser le taux d'épargne de 0,65 point, sur un panel de 9 pays d'Europe occidentale, entre 1995 et 2010.

Lorsque la richesse totale nette augmente de 100 points de base de revenu disponible, la consommation augmente de 0,68 %. Cet effet peut se décliner par pays : il n'apparaît significatif que pour les États-Unis, pour lesquels une augmentation de la richesse nette de 100 points de RDB entraîne une augmentation de la consommation de 3 %. Ce résultat est comparable à celui qu'obtiennent Aron *et al.* (2012) sur la richesse agrégée américaine (3,9 %). Même si les coefficients ne sont pas significatifs pour les autres pays, on constate un effet richesse fort en Allemagne, et en Espagne dans une moindre mesure, la France affiche un effet de richesse agrégé faible et peu significatif. Lorsque l'on décompose la richesse en richesse financière brute et richesse immobilière nette, en contraignant les deux coefficients à être communs pour tous les pays, on constate que la richesse financière brute a un impact significatif et positif sur la consommation (modèle MCE-3), alors que la richesse immobilière a un impact négatif (mais non significatif sur la consommation, ce qui semble conforme aux conclusions de Buiter (2008)). D'autres auteurs mettent en évidence la négativité de la richesse immobilière nette dans certains pays (De Bonis et Silvestrini, 2012 ; Slacalek, 2009), qui peut également se justifier par la théorie. La spécification MCE-4 permet de décomposer l'effet de

richesse financière par pays – l’effet de richesse immobilière étant commun – : il est significatif au seuil de 1 % dans tous les pays et il apparaît particulièrement fort en Espagne et en Allemagne. En revanche, dans les pays anglo-saxons, l’effet de richesse financière apparaît faible. *A contrario*, lorsque l’on contraint l’effet de richesse financière à être commun entre pays, et que l’on laisse libre l’effet de richesse immobilière, on constate que seule l’Espagne a un effet de richesse immobilière significatif et très fort, cette particularité étant à rapprocher de la bulle immobilière spéculative qui a éclaté en 2007 (voir graphique 9). Lorsque l’on laisse libre tous les coefficients de richesse, on constate que seule la richesse financière est significative (sauf en Allemagne).

Ces résultats nous conduisent à considérer que la richesse immobilière n’est pas vraiment perçue par les ménages comme de la richesse, conformément à Buitier (2008), et à proposer deux spécifications alternatives (MCE-7 et MCE-8) dans lesquelles seule la richesse financière brute va avoir un impact sur la consommation des ménages. Ces spécifications sont nos spécifications « préférées » car elles sont robustes et ont un pouvoir explicatif fort. Ainsi, le modèle MCE-8 permet de décomposer l’effet richesse financière par pays. Il confirme ce que l’on avait constaté : une hausse de la richesse financière brute de 100 points de RDB a un impact sur la consommation des ménages de 7 % en Espagne, d’environ 3 % en France, aux États-Unis et en Allemagne¹⁰ et de 2 % seulement au Royaume-Uni. La hiérarchie est quelque peu modifiée par rapport aux estimations d’avant-crise, en particulier pour le Royaume-Uni : l’effet richesse passe de 5 % à 2 %. Si l’on exprime ces résultats en termes d’élasticité, on peut dire (en multipliant les coefficients obtenus par le ratio richesse financière/revenu) que la hausse de 1 % de la richesse financière a un impact de 0,09 % en France et au Royaume-Uni, de 0,13 % en Allemagne (mais non significatif), de 0,14 % aux États-Unis. L’Espagne se démarque des autres pays, car l’élasticité atteint 0,19 %. Sur les quatre autres pays, les élasticités sont donc finalement assez proches et cohérentes avec les résultats de la littérature (voir *supra*), les États-Unis ayant une élasticité plus forte à la richesse financière en raison d’un marché financier plus développé.

10. Mais non significatif en Allemagne.

Tableau 6. Résultats des estimations en panel

	MCE-1	MCE-2	MCE-3	MCE-4	MCE-5	MCE-6	MCE-7	MCE-8
Constante	0,303*** 4,223	0,346*** 4,703	0,395*** 5,357	0,446*** 5,511	0,269*** 4,315	0,433*** 5,240	0,467*** 6,959	0,497*** 6,823
Force de rappel	-0,078*** -4,641	-0,092*** -5,329	-0,104*** -6,017	-0,117*** -6,150	-0,078*** -5,444	-0,116*** -6,117	-0,120*** -7,584	-0,128*** -7,451
Taux de chômage en niveau	-0,720*** -3,654	-0,572*** -3,492	-0,517*** -4,102	-0,502*** -4,207	-0,341*** -2,281	-0,412*** -3,437	-0,583*** -6,332	-0,574*** -6,528
Taux d'intérêt réel	-0,413 -1,079	-0,536 -1,552	-0,397 -1,465	-0,304 0,258	-0,080 -0,252	-0,362 -1,290	-0,451** -2,161	-0,474** -1,985
Taux de dépendance	1,664*** 3,924	1,773*** 4,707	1,815*** 5,571	1,608*** 5,347	2,146*** 4,589	1,738*** 4,847	1,561*** 6,406	1,507*** 5,942
Richesse totale	0,677 1,422							
DEU		2,736 1,391						
FRA		0,220 0,461						
ESP		0,423 0,564						
GBR		0,932 1,297						
USA		3,139*** 3,719						
Rich. financière brute			4,075*** 5,499		5,708*** 5,440		3,069*** 5,584	
DEU				5,163** 1,998		2,867 0,982		3,386 1,496
FRA				4,937** 2,534		6,727*** 2,473		2,982** 2,121

Tableau 6(suite). Résultats des estimations en panel

	MCE-1	MCE-2	MCE-3	MCE-4	MCE-5	MCE-6	MCE-7	MCE-8
ESP				8,893*** 3,316		9,194*** 2,674		7,369*** 3,008
GBR				3,367*** 2,927		3,308** 2,124		2,063*** 2,368
USA				3,610*** 4,809		3,891*** 4,797		3,139*** 4,952
Rich. immobilière nette			-0,299 -0,715	-0,432 -0,952				
DEU					6,160 1,502	4,411 1,341		
FRA					-0,181 -0,312	-0,925 -1,272		
ESP					1,289** 2,218	-0,414 -0,714		
GBR					0,034 0,025	-0,335 -0,243		
USA					1,369 0,954	0,467 0,438		
Jarque-Bera	7,237 [p>0,70]	4,511 [p>0,92]	7,66 [p>0,66]	7,10 [p>0,72]	8,13 [p>0,62]	7,37 [p>0,69]	6,42 [p>0,78]	7,45 [p>0,68]
Échantillon	1990t1-2016t3	1990t1-2016T3	1990t1-2016t3	1990t1-2016t3	1990t1-2016t3	1990t1-2016t3	1990t1-2016t3	1990t1-2016t3

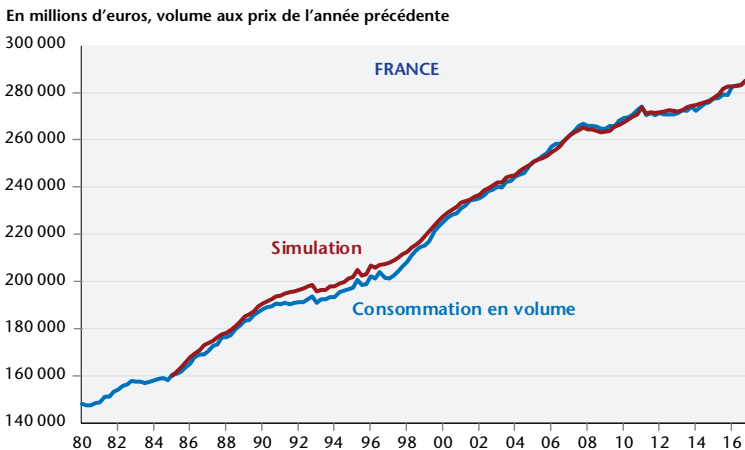
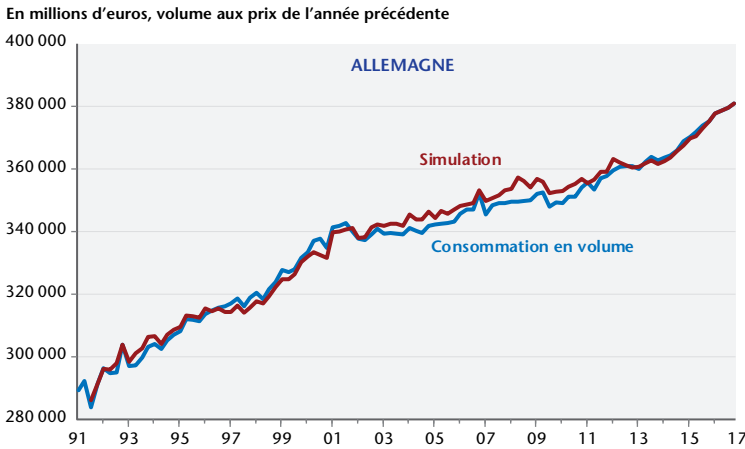
Note de lecture : La relation de long terme permet d'estimer ici la semi-élasticité de la consommation par rapport à la richesse, i.e. la variation du ratio de consommation lorsque la richesse augmente d'un point de revenu disponible. Ainsi, dans le modèle MCE-1, toutes choses égales par ailleurs, lorsque la richesse totale augmente de 100 points de base de revenu disponible, la consommation augmente de 0,677 %. On lit de la même façon les coefficients portant sur la richesse financière et la richesse immobilière. Pour le taux de chômage, on estime une semi-élasticité : lorsque le taux de chômage augmente de 1 point dans le modèle MCE-1, la consommation baisse de 0.007 %. L'interprétation est similaire pour le taux d'intérêt réel et le taux de dépendance : une hausse de 1 point du taux d'intérêt réel se traduit par une baisse de 0.41 % de la consommation dans le modèle MCE-1. Enfin, l'augmentation d'un point du taux de dépendance se traduit par une augmentation de la consommation de 1,66 % (modèle MCE-1).

Note : Le taux d'intérêt réel est calculé comme la différence entre le taux d'intérêt des obligations à 10 ans et l'indice des prix à la consommation (filtré par un filtre d'Hodrick Prescott).

Source : calculs des auteurs.

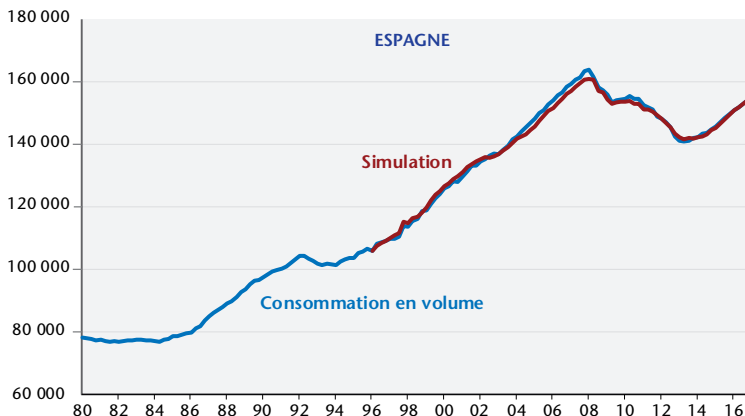
Dans un deuxième temps, on utilise le modèle MCE-8 pour simuler simultanément la consommation dans les cinq pays d'analyse, avec des coefficients de court terme propres à chaque pays. Les simulations dynamiques (graphique 11) montrent que le modèle d'estimation capture bien les comportements de consommation, notamment pendant la crise, sauf dans le cas du Royaume-Uni. Pour le Royaume-Uni, le modèle sous-estime la rapide augmentation de la consommation sur la période 2004-2007.

Graphique 11. Simulation dynamique de la consommation pour les cinq pays

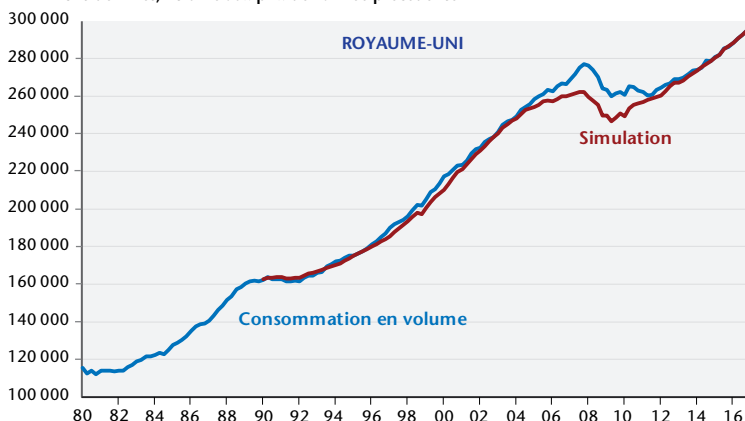


Graphique 11. Simulation dynamique de la consommation pour les cinq pays

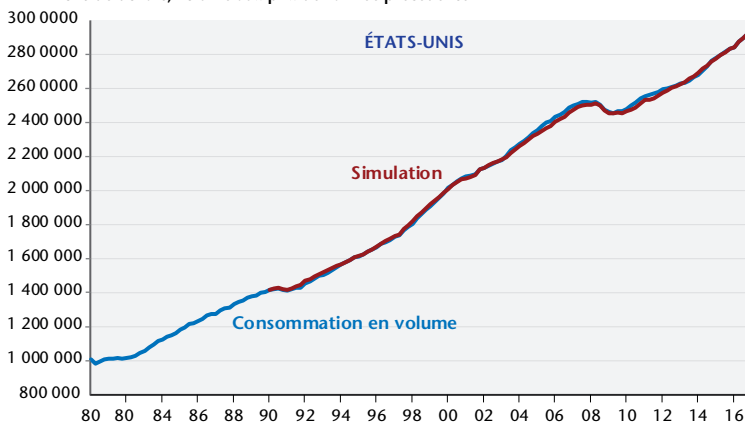
En millions d'euros, volume aux prix de l'année précédente



En millions de livres, volume aux prix de l'année précédente



En millions de dollars, volume aux prix de l'année précédente



Sources : Comptabilité nationale, calculs des auteurs.

6. Conclusion

La crise financière de 2008 a fortement pesé sur la consommation des grands pays avancés étudiés (Allemagne, Espagne, France, Royaume-Uni et États-Unis). Conjointement, les variables explicatives de la consommation ont été fortement perturbées, que ce soit à travers l'évolution du revenu des ménages soumis à la crise et aux politiques d'austérité, le taux de chômage résultant des ajustements brutaux sur le marché du travail, des patrimoines financiers affectés par les cycles boursiers, des patrimoines immobiliers soumis aux aléas des prix du foncier et de la dette des ménages ou encore des taux d'intérêt réels dont les évolutions ont été modifiées par la mise en place de politiques monétaires innovantes dans un contexte de faible inflation.

Si les déterminants traditionnels permettaient jusqu'en 2007 de modéliser les comportements de consommation des ménages à partir d'équations en séries temporelles, les évolutions post-crise fortement heurtées des variables explicatives ne permettent plus d'obtenir des équations robustes pour comprendre les évolutions de la consommation sur la période 2008-2016. En effet, les modèles ne résistent plus aux tests usuels pour éviter les principaux écueils de modélisation.

Si certains facteurs ne sont pas identifiés par les méthodes classiques d'estimation, l'utilisation de méthodes de données de panel permet d'identifier de nouveaux effets qui ne sont pas pris en compte par la seule dimension temporelle en profitant de l'hétérogénéité observée entre les pays. Ainsi, lorsque nous estimons les équations de consommation en panel pour les cinq pays étudiés sur la période 1990-2016, les estimations restent valides malgré la crise.

Nos estimations mettent en exergue plusieurs points. D'une part, il est nécessaire de séparer richesse financière et richesse immobilière (comme le prônent Heyer et Timbeau, 2006 ou Aron *et al.*, 2012). Dans notre spécification « préférée », nous avons même exclu la richesse immobilière, pour laquelle l'existence d'un effet de richesse est loin de faire consensus. D'autre part, à partir de nos estimations, nous constatons que les effets de richesse financière sont relativement proches entre pays. L'Espagne se distingue néanmoins des autres pays avec un effet marqué, lié sans doute à la bulle spéculative de 2007 sur les marchés immobilier et financier. Même si

l'élasticité de la consommation à la richesse financière est légèrement plus forte aux États-Unis, la différence est faible avec les pays d'Europe continentale : la hausse de 1 % de la richesse financière aurait un impact moyen de 0,10 % dans les cinq pays confondus.

Enfin, alors que, dans les estimations en séries temporelles, le taux de chômage n'a d'impact à long terme que sur la consommation des ménages de deux pays, son impact négatif devient commun à tous les pays dans les régressions en panel, un point de taux de chômage en plus faisant baisser la consommation entre 0,34 % et 0,72 % en volume, selon les spécifications.

Références

- Altissimo F., E. Georgiou, T. Sastre, M. Valderrama, G. Sterne, M. Stocker, M. Weth, K. Whelan et A. Willman, 2005, « Wealth and asset price effects on economic activity », *ECB Occasional Paper Series*, n° 29.
- Ando A. et F. Modigliani, 1963, « The 'Life Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests », *The American Economic Review*, 53(1).
- Aron J., J. Duca, J. Muellbauer, K. Murata et A. Murphy, 2012, « Credit, housing collateral and consumption: evidence from the UK, Japan and the US », *The Review of Income and Wealth*, 58(3).
- Aviat A., J.-C. Bricongne et P.-A. Pionnier, 2007, « Richesse patrimoniale et consommation : un lien ténu en France, fort aux États-Unis », *INSEE-Note de conjoncture*, décembre 2007.
- Barrell R. et E. Davis, 2007, « Financial liberalisation, consumption and wealth effects in seven OECD countries », *Scottish Journal of Political Economy*, 54(2).
- Barrell R., M. Costantini et I. Meco, 2015, « Housing wealth, financial wealth, and consumption: New evidence for Italy and the UK », *International Review of Financial Analysis*, n° 42.
- Beffy P.-O., C. Chataignault, B. Montfort et D. Thesmar, 2001, « L'effet richesse en France et aux États-Unis », *INSEE-Note de conjoncture*.
- Bosworth B., G. Burtless et J. Sabelhaus, 1991, « The Decline in Saving: Evidence from Household Surveys », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1.
- Browning M. et T. Crossley, 2001, « The Life-Cycle Model of Consumption and Saving », *Journal of Economic Perspectives*, 15(3).
- Buiter W., 2008, « Housing wealth isn't wealth », *NBER Working Paper*, n° 14204.

- Campbell J. et N. Mankiw, 2008, « Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence », in O. Blanchard and S. Fischer (eds), *NBER Macroeconomics Annual 1989*, MIT Press, Cambridge.
- Carroll C., M. Otsuka et J. Slacalek, 2008, « How large is the housing wealth effect ? A new approach », *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(1).
- Cardarelli R., D. Igan et A. Rebucci, 2008, « The Changing Housing Cycle and the Implications for Monetary Policy », *World Economic Outlook*, FMI, avril.
- Case K., J. Quigley et R. Shiller, 2005, « Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market », *Advances in Macroeconomics*, 5(1).
- Catte P., N. Girouard, R. Price et C. André, 2008, « Housing markets, wealth and the Business Cycle », *OECD Economics Department Working Papers*, OCDE, n° 394.
- Chauvin V. et O. Damette, 2010, « Effets de richesse : le cas français », *Économie et statistique*, n° 438-440.
- De Bonis R. et A. Silvestrini, 2012, « The effects of financial and real wealth on consumption: new evidence from OECD countries », *Applied Financial Economics*, 22(5).
- Friedman M., 1957, *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press.
- Grigoli, F., A. Herman et K. Schmidt-Hebbel, 2014, « World Saving », *IMF Working Paper*, WP/14/204.
- Hauseux Y. et J. Pramil, 2016, « Les raisons d'une croissance plus forte au Royaume-Uni qu'en France depuis mi-2013 », *INSEE-Note de conjoncture*.
- Heyer É. et X. Timbeau, 2006, « Immobilier et politique monétaire », *Revue de l'OFCE*, 96.
- Howard D., 1978, « Personal Saving Behavior and the Rate of Inflation », *The Review of Economics and Statistics*, 60(4).
- Jappelli T. et L. Pistaferri, 2010, « The Consumption Response to Income Changes », *The Annual Review of Economics*, 2.
- Katona G., 1975, *Psychological Economics*, Elsevier Scientific Publishing.
- Lettau M. et S. Ludvigson, 2004, « Understanding Trend and Cycle in Asset Values : Reevaluating the Wealth Effect on Consumption », *The American Economic Review*, 94(1).
- Loayza N., K. Schmidt-Hebbel et L. Servén, 2000, « What Drives Private Saving Across the World », *Review of Economics and Statistics*, 82(2).
- Muellbauer J., 1983, « Surprises in the Consumption Function », *The Economic Journal*, 93, Supplement: Conference Papers.

- Muellbauer J., 2010, « Household decisions, credit markets and the macroeconomy: implications for the design of central bank models », *BIS Working papers*.
- Muellbauer J., 2007, « Housing, Credit and Consumer Expenditure », *Housing, Housing Finance, and Monetary Policy*, A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole.
- Muellbauer J. et R. Lattimore, 1995, « The Consumption Function: A Theoretical and Empirical Overview », in H. Pesaran et M. Wickens (eds), *Handbook of Applied Econometrics*, Blackwell, Oxford.
- Murata K., 1999, « The Consumption Function in Japan », DPhil Thesis, University of Oxford.
- Niculescu-Aron I. et C. Mihaescu, 2012, « Determinants of household saving in EU: What policies for increasing savings? », *Social and Behavioral Sciences*, 58.
- Rocher S. et Michael Stierle, 2015, « Household saving rates in the EU: Why do they differ so much? », *Discussion paper*, 005.
- Slacalek J., 2006, « What Drives Personal Consumption? The Role of Housing and Financial Wealth », *DIW working paper*, 647.
- Slacalek J., 2009, « What Drives Personal Consumption? The Role of Housing and Financial Wealth », *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 9(1).
- Sousa R., 2009, « Wealth effects on consumption. Evidence from the euro area », *EBC Working paper series*, n° 1050.

ANNEXES

Tableau 7. Équation 2 sans distinction des effets de richesse

	DEU		GBR		USA		ESP		FRA	
	Avant-crise	Avec crise	Avant-crise	Avec crise	Avant-crise	Avec crise	Avant-crise	Avec crise	Avant-crise	Avec crise
Force de rappel	-0,19** -2,67	-0,18*** -3,18	-0,17*** -3,51	-0,20*** -4,36	-0,10*** -2,78	-0,13*** -4,00	-0,10** -2,25	-0,12*** -3,53	-0,35*** -4,26	-0,17*** -3,59
Richesse nette (pts de RDB)	0,02* 1,76	0,01 0,76	0,05*** 3,05	0,02** 2,00	0,00 -0,68	0,00 0,54	0,00 -0,06	0,00 -0,23	0,01 2,72	0,01 1,27
Taux de chômage (pts de population active)			-0,31 -1,26	-0,78*** -3,83			-0,60 -1,26	-0,54** -2,77		
Effet encaisse réel (log (Prix de la Conso))									-0,22*** -3,77	-0,20** -2,29
LM(1)	0,70 [p>0,40]	2,68 [p>0,10]	0,00 [p>0,98]	10,87 [p>0,00]	0,02 [p>0,87]	4,33 [p>0,04]	0,01 [p>0,97]	0,39 [p>0,53]	0,00 [p>0,96]	0,8 [p>0,37]
LM(4)	1,26 [p>0,29]	3,13 [p>0,01]	0,48 [p>0,74]	10,47 [p>0,00]	1,67 [p>0,16]	4,36 [p>0,00]	0,94 [p>0,44]	1,12 [p>0,35]	1,13 [p>0,35]	1,37 [p>0,25]
ARCH(4)	0,99 [p>0,41]	2,78 [p>0,03]	0,19 [p>0,94]	9,83 [p>0,00]	0,23 [p>0,91]	0,77 [p>0,74]	1,72 [p>0,16]	1,06 [p>0,38]	1,75 [p>0,15]	0,86 [p>0,49]
Jarque-Bera	0,32 [p>0,84]	0,56 [p>0,75]	0,72 [p>0,69]	41,26 [p>0,00]	1,38 [p>0,50]	2,34 [p>0,30]	2,43 [p>0,29]	1,99 [p>0,36]	1,92 [p>0,38]	11,65 [p>0,00]
Échantillon	1991t1:2007t4	1991t1:2016t1	1991t1:2007t4	1991t1:2016t1	1991t1:2007t4	1991t1:2016t1	1988t1:2007t4	1988t1:2016t2	1988t1:2007t4	1988t1:2016t2

Note de lecture : Entre parenthèses figure le t de student de la force de rappel.

***, ** : Significatif aux seuils respectifs de 1 % et 5 %.

Source : calculs des auteurs.

Tableau 8. Équation 2 avec distinction des effets de richesse

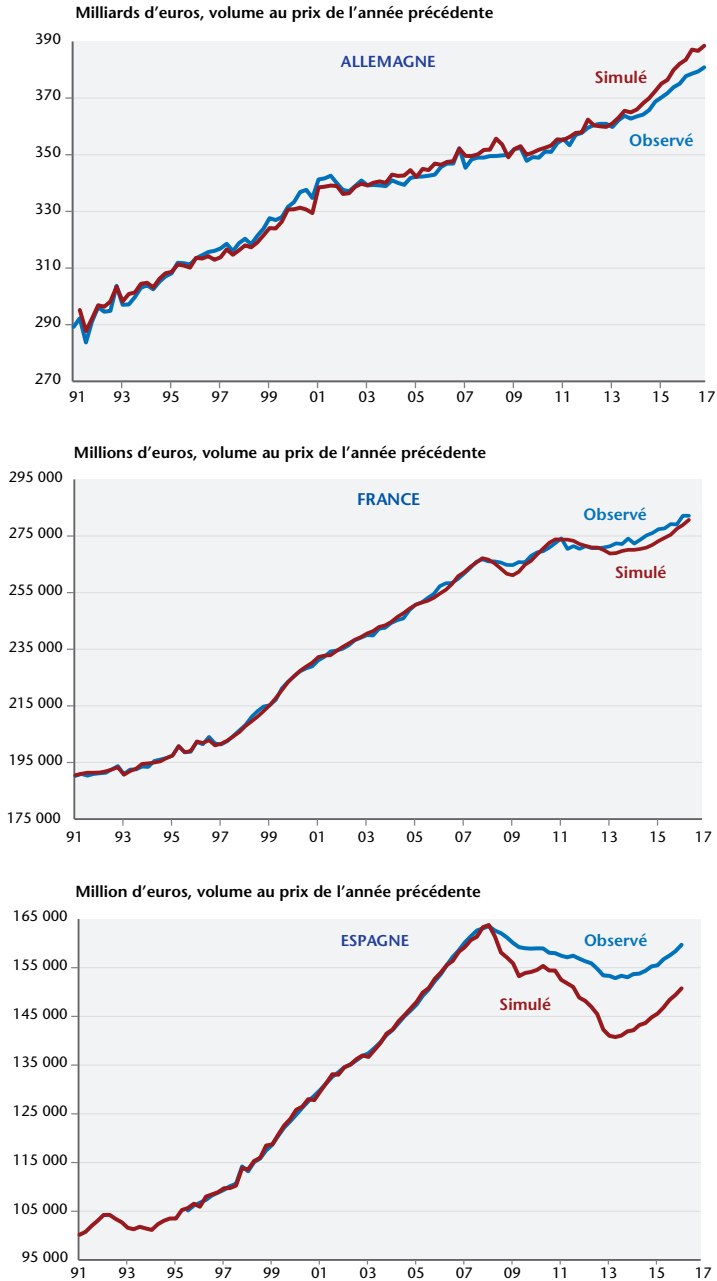
	DEU	GBR	USA	ESP	FRA
	Avant-crise	Avant-crise	Avant-crise	Avant-crise	Avant-crise
Force de rappel	-0,28*** -3,11	-0,18*** -3,78	-0,19*** -4,44	-0,19*** -4,37	-0,36*** -4,53
Richesse financière brute (pts de RDB)	0,02** 2,74	0,05*** 3,25	0,02*** 4,33	0,13*** 5,39	0,04*** 2,95
Richesse immobilière nette (pts de RDB)	-0,05 -1,34	-0,02 -0,07	0,00 -0,78	-0,02** -2,85	0,01** 2,82
Taux de chômage (pts de pop active)		-0,02 -0,07			
Effet encaisse réel (log (Prix de la Conso))					-0,27 -3,99
LM(1)	0,15 [p>0,69]	0,09 [p>0,75]	0,45 [p>0,50]	1,00 [p>0,32]	0,21 [p>0,65]
LM(4)	0,74 [p>0,59]	0,49 [p>0,73]	1,37 [p>0,25]	1,51 [p>0,21]	1,18 [p>0,33]
ARCH(4)	0,91 [p>0,45]	0,42 [p>0,79]	0,7 [p>0,68]	0,07 [p>0,98]	0,64 [p>0,64]
Jarque-Bera	0,12 [p>0,94]	0,63 [p>0,72]	1,19 [p>0,55]	2,13 [p>0,34]	5,79 [p>0,06]
Échantillon	1991t1:2007t4	1991t1:2007t4	1991t1:2016t1	1995t2:2008t2	1988t1:2007t4

Note de lecture : Entre parenthèses figure le t de student de la force de rappel.

***,** Significatif aux seuils respectifs de 1 % et 5 %.

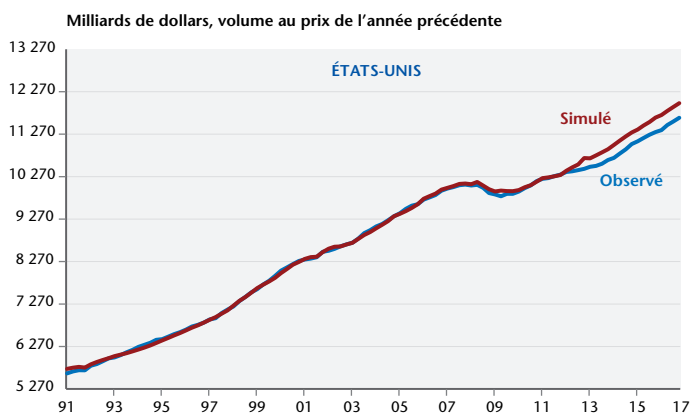
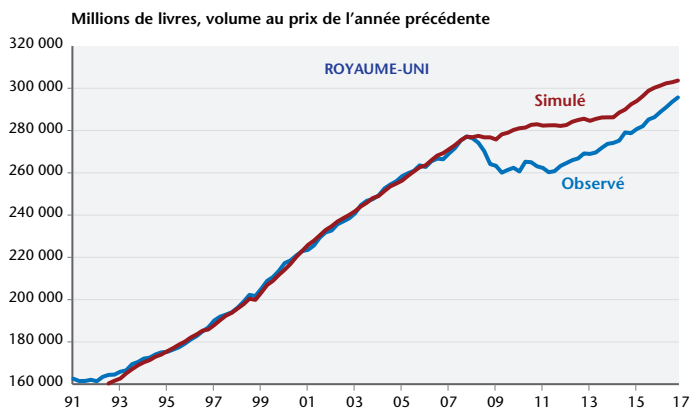
Source : calculs des auteurs.

Graphique 12. Simulations dynamiques de la consommation des ménages en volume dans les pays étudiés à partir des équations préférées avant-crise



Source : comptabilité nationale. Calculs des auteurs.

Graphique 12(suite). Simulations dynamiques de la consommation des ménages en volume dans les pays étudiés à partir des équations préférées avant-crise



Source : comptabilité nationale. Calculs des auteurs.

