

Sobre consumo privado e incertidumbre. Un análisis con datos regionales españoles *

J. Aníbal Núñez Carrasco **

RESUMEN: El presente trabajo indaga sobre el efecto de la incertidumbre en las decisiones de consumo de las familias. A partir de datos regionales españoles y teniendo como referencia teórica los modelos de ahorro preventivo, pretendemos contrastar si la incertidumbre macroeconómica afecta a las decisiones de consumo de los hogares. Para analizar esa relación utilizamos la volatilidad condicional predicha a partir de modelos ARMA-GARCH estimados sobre datos regionales. Los resultados indican que esta medida de incertidumbre ejerce un efecto destacado sobre el consumo familiar, sobre todo cuando aquélla es introducida en forma de retardo distribuido. Como paso adicional, se intentan encontrar patrones regionales de comportamiento que ayuden a explicar ese resultado.

Clasificación JEL: E20; E21; R10.

Palabras clave: ahorro preventivo; incertidumbre; regiones españolas.

On private consumption and uncertainty. Empirical evidence from Spanish regional data

ABSTRACT: This paper investigates the effect of uncertainty on household decisions regarding consumption. Based on Spanish regional data and taking as a theoretical reference precautionary saving models, we investigate whether macroeconomic uncertainty significantly affects household consumption. To analyze the potential association between these two factors, we used the predicted conditional volatility based on ARMA-GARCH models estimated on regional data. The results show that this measure of uncertainty has a significant effect on household

* *Agradecimientos:* Versiones preliminares de este trabajo se presentaron en el XII Congreso de la Asociación Andaluza de Ciencia Regional, en el XIV Encuentro de Economía Aplicada, en el 17.º Congreso de la Asociación Portuguesa de Ciencia Regional (APDR) y en las X Jornadas de Política Económica. Agradezco a los participantes en esos congresos las distintas sugerencias y correcciones realizadas. Hago extensivo mi agradecimiento a dos evaluadores anónimos por los valiosos comentarios que han realizado. No obstante, cualquier error que pueda subsistir es de mi única responsabilidad.

** Departamento de Economía Aplicada-Estructura Económica. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Pl. El Ejido s/n, 29013 Málaga (España). Telf.: +34952131186. E-mail: janunez@uma.es.

Recibido: 16 de mayo de 2012 / Aceptado: 22 de diciembre de 2012.

consumption, especially when uncertainty is measured using an ADL model of past uncertainty. As an additional step, we attempt to identify regional patterns to account for the results.

JEL Classification: E20; E21; R10.

Keywords: precautionary saving; uncertainty; Spanish regions.

1. Introducción

En la reciente crisis económica de nuestro país el consumo privado parece estar ejerciendo un papel contractivo de primer orden. Los moderados crecimientos de la renta disponible en los años 2008 y 2009 y la caída en el valor de los activos inmobiliarios no pueden explicar por sí solos la abrupta contención de los planes de gasto de los hogares. El endurecimiento de las condiciones financieras podría estar llevando a las familias a sanear su situación patrimonial y a constituir colchones de liquidez con los que suavizar la evolución futura del consumo privado. En este contexto, la incertidumbre que pesa sobre las principales variables macroeconómicas actuaría como un factor añadido que refuerza el comportamiento contractivo del consumo familiar¹.

Las consecuencias del efecto restrictivo que la incertidumbre ejerce sobre el consumo son inmediatas. En primer lugar hemos de recordar que el consumo privado sigue siendo la principal rúbrica del gasto agregado de la economía de forma que su contención necesariamente limita las posibilidades de crecimiento futuro. Por otro lado, la propia incertidumbre limita la efectividad de las políticas fiscales tradicionales. En efecto, alterar el perfil temporal de la carga impositiva que soportan los hogares ejerce reducidos efectos expansivos en el gasto si tal beligerancia fiscal no contribuye a reducir la incertidumbre percibida por las familias. En cambio políticas estructurales que aumenten la predictibilidad del comportamiento de los agentes económicos, y que den estabilidad al marco institucional en el que se desenvuelve la actividad económica, podrían contribuir decisivamente a facilitar la expansión del gasto familiar y, con ello, a salir de la crisis.

El análisis moderno de las decisiones de consumo tiene como referente teórico la Hipótesis de Renta Permanente-Ciclo Vital (RE-PIH en lo que sigue) de Modigliani y Brumberg (1954) y Friedman (1957). En su versión más moderna, la planteada por Hall (1978), los individuos deciden la cantidad de renta que van a consumir atendiendo al flujo de renta actual y futuro que esperan derivar de su riqueza humana y financiera. Si asumimos que esos agentes tienen funciones de utilidad cuadráticas, sólo el

¹ El Banco de España, en su Informe Anual de 2009, destaca que la brusca caída del gasto de las familias, del orden del 4,9%, junto a un crecimiento positivo de la renta disponible de los hogares han hecho que la tasa de ahorro familiar alcance valores del 18,8%, lo que supone un aumento de seis puntos porcentuales en 2009 que se une al crecimiento de dos puntos registrados el año anterior. Entre las causas de esta subida se destacan el aumento de la incertidumbre que acompañó el recrudecimiento de la crisis financiera y el rápido deterioro del mercado de trabajo, que habrían deprimido el consumo y elevado el ahorro por motivos de precaución. Véase Banco de España (2010: 127 y ss.).

primer momento de la renta futura sería la variable determinante de la evolución del consumo presente.

Una de las posibles causas del rechazo de la RE-PIH con utilidad cuadrática reside en considerar que la función de utilidad de los agentes presenta una utilidad marginal convexa o no lineal². En tales circunstancias, Leland (1968) y Sandmo (1970) enfatizan que los segundos momentos de la renta futura también son determinantes en las decisiones de consumo privado. En efecto, si la tercera derivada de la función de utilidad es positiva, el consumo familiar se ve influenciado por la incertidumbre en cuanto a la evolución futura del ingreso, de manera que una elevada varianza del mismo llevaría a los hogares a reducir el gasto presente y a acumular ahorro preventivo como una especie de seguro privado frente al riesgo no asegurable de la renta futura.

La conclusión fundamental de la Teoría del Ahorro por Motivo Precaución ha sido ampliamente contrastada en los datos. Si atendemos a la naturaleza de los mismos, podríamos establecer la siguiente clasificación. Por un lado, destacaríamos los estudios que emplean microdatos en esa tarea de contrastación. Entre ellos, sin ánimo de exhaustividad, cabe mencionarse a Skinner (1988); Dardanoni (1991); Carroll y Samwick (1997); Kazarosian (1997); Lusardi (1998) y Guariglia (2001), entre los que encuentran evidencia a favor de la teoría del ahorro por motivo precaución, y a Guiso *et al.* (1992); Dynan (1993) y Starr-McCluer (1996), entre los que consideran que el motivo precaución no ofrece una explicación plausible del volumen de riqueza acumulada por las familias.

Por otro lado, en cuanto a los trabajos que utilizan datos agregados de consumo, debemos mencionar a Hahm (1999); Hahm y Steigerwald (1999); Lyhagen (2001); Menegatti (2007) y Menegatti (2010). La diferencia fundamental que cabe encontrarse en este tipo de artículos es la forma que cada autor tiene de construir la variable representativa de la incertidumbre. En este sentido, Hahm (1999) hace un análisis de sección cruzada con datos de países de la OCDE para el periodo 1960-1987. En el mismo, el autor supone que el proceso generador de datos del crecimiento del PIB es igual para todos los países y la incertidumbre se mide a través de la varianza condicional del crecimiento del PIB per cápita. Hahm y Steigerwald (1999) por su parte, utilizando datos agregados de la economía norteamericana para el periodo 1981-1994, optan por medir la incertidumbre sobre la renta futura mediante una medida no paramétrica de varianza condicional basada en el error de predicción cometido por un panel de analistas de la evolución del PIB norteamericano.

El trabajo de Lyhagen (2001) está referido a la economía sueca durante el periodo 1970-1992 y construye su medida de incertidumbre atendiendo a la respuesta dada por los entrevistados en la Encuesta Sueca de Hogares respecto a la expectativa de éstos en lo que se refiere a la situación económica general, a la suya propia y al nivel de desempleo de la economía.

² Ésta es sólo una de las diversas causas que hacen que la Hipótesis de Renta Permanente con utilidad cuadrática no se vea ratificada por los datos disponibles. Véase Hahm y Steigerwald (1999), y la bibliografía allí recogida, sobre esas otras razones que explicarían el rechazo de la RE-PIH.

Por último, los trabajos de Menegatti (2007; 2010) siguen de cerca la metodología presentada en Hahm (1999), siendo la diferencia más destacable el no imponer *a priori* un proceso estocástico único para todas las unidades analizadas, sino que deja que el uso de un criterio estadístico de información determine cuál es el proceso generador de datos que mejor describe la evolución del PIB per cápita. Por lo demás, indiquemos que Menegatti (2007) utiliza datos regionales italianos para el periodo 1981-2003 mientras que Menegatti (2010) emplea datos de veinticuatro países de la OCDE procedentes de la base de datos PennWorldTable para el periodo 1950-2000.

El trabajo que aquí presentamos toma como referencias claras los trabajos de Hahm (1999) y Menegatti (2007; 2010). En concreto, pretendemos contrastar la Teoría del Ahorro Preventivo con datos agregados regionales de la economía española para el periodo 1980-2007. Dos son, desde nuestro punto de vista, las aportaciones básicas de lo que aquí exponemos. En primer lugar, por primera vez se utilizan datos regionales españoles para investigar el efecto de la incertidumbre en las decisiones de gasto de los hogares. Como segunda aportación, hemos creado una variable *proxi* de incertidumbre macroeconómica en la que ésta se mide a través de la volatilidad condicional predicha con modelos ARMA-GARCH estimados sobre datos de alta frecuencia de inflación regional.

A modo de corolario, digamos que contrastar la relevancia de la incertidumbre en las decisiones de consumo de los hogares supondría, desde nuestro punto de vista, apoyar una visión de la política económica basada en el fomento de la estabilidad de las instituciones y normas que condicionan la interacción de los agentes económicos entre sí, alejada por tanto de cualquier discrecionalidad fiscal que pretenda rendir cuentas únicamente ante mercados políticos y no ante mercados económicos.

El resto de este trabajo se organiza de la siguiente forma. En la sección 2 resumimos brevemente el modelo teórico del ahorro por motivo precaución. El tercer apartado está dedicado a presentar los datos y el cuarto a una descripción de cómo se ha obtenido nuestra medida de incertidumbre. Le siguen a continuación la sección 5 en la que presentamos las estimaciones realizadas, y la sección 6, en la que intentamos detectar patrones de comportamiento regional de la sensibilidad del consumo privado a la incertidumbre. Concluimos con un séptimo apartado en el que se resumen las aportaciones y resultados más destacados.

2. Modelo teórico

Supongamos un consumidor representativo que enfrentado a un horizonte temporal infinito tiene que maximizar el valor presente descontado del consumo futuro esperado. Es decir, consideremos que en el momento t , el individuo ha de resolver el problema de optimización consistente en maximizar la siguiente función objetivo:

$$V = E_t \sum_{t=0}^{\infty} (1 + \rho)^{-t} U(C_t) \quad (1)$$

donde C_t es el consumo real en el periodo t , ρ es la tasa de preferencia intertemporal, $U(\cdot)$ es la función de utilidad uniperiodo y E_t es el operador de esperanza condicionada a la información disponible en el momento t . Supondremos asimismo que se cumple la estricta concavidad y la doble diferenciabilidad de la función de utilidad, esto es, $U' > 0$ y $U'' < 0$. Supondremos finalmente que la ecuación que rige la evolución en el tiempo de los activos viene dada por la siguiente expresión:

$$A_{t+1} = (1+r)(A_t + Y_t - C_t), \quad t = 0, \dots, \infty \quad (2)$$

donde A_t representa los activos reales netos al comienzo del periodo t ; Y_t es la renta laboral en ese mismo periodo t , y r es el tipo de interés real al cual el consumidor representativo puede prestar o tomar prestado entre los instantes t y $t + 1$. En estas circunstancias, las condiciones de primer orden del problema de maximizar (1) sujeto a la restricción (2) serían un conjunto de ecuaciones de Euler de la forma:

$$U'(C_t) = E_t \left[(1+\rho)^{-1} (1+r) U'(C_{t+1}) \right] \quad (3)$$

Tal como se plantea en la literatura sobre ahorro preventivo, supongamos una función de utilidad que presente utilidad marginal convexa ($U'''(\cdot) > 0$), por ejemplo, una función de utilidad isoelástica de la forma:

$$U(C_t) = \sigma(\sigma - 1)^{-1} C_t^{\left(\frac{\sigma-1}{\sigma}\right)} \quad (4)$$

Siendo $\sigma > 0$ la elasticidad de sustitución intertemporal. Sustituyendo la ecuación (4) en (3), la condición de primer orden se puede aproximar con la siguiente expresión:

$$E_t \Delta \text{Ln} C_{t+1} = \sigma(r - \rho) + \frac{1}{2\sigma} \text{Var}_t(\Delta \text{Ln} C_{t+1}) \quad (5)$$

Finalmente, si suponemos que:

$$\Delta \text{Ln} C_{t+1} = E_t \Delta \text{Ln} C_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (6)$$

podemos eliminar el operador de esperanza matemática condicionada introduciendo un error de expectativas independiente e idénticamente distribuido. Sustituyendo (5) en (6) nos quedaría:

$$\Delta \text{Ln} C_{t+1} = \sigma(r - \rho) + \frac{1}{2\sigma} \text{Var}_t(\Delta \text{Ln} C_{t+1}) + \varepsilon_{t+1} \quad (7)$$

En la ecuación (7) el segundo término a la derecha de la igualdad representa el efecto del motivo precaución sobre el crecimiento del consumo; incrementos en la incertidumbre del consumo futuro conllevan una reducción del consumo presente y, en consecuencia, un incremento en el crecimiento del consumo entre el momento

actual t y el futuro, $t + 1$. De esta manera, como pone de manifiesto esta ecuación y hace notar Carroll (1992), cualquier variable que ayude a predecir la variabilidad futura del consumo, servirá también para el propósito de explicar o predecir la tasa de crecimiento del mismo.

3. Datos

En este trabajo se utilizan datos anuales de renta y consumo que abarcan el periodo muestral 1980-2007 y proceden de la Contabilidad Regional de España (CRE), bases 1980, 1986, 1995 y 2000, facilitada por el INE (Instituto Nacional de Estadística). Como medida de consumo se ha utilizado el gasto en consumo final privado, mientras que como variable representativa de la renta se han empleado alternativamente el PIB regional y la renta bruta disponible de los hogares. Estas magnitudes han sido deflactadas con el IPC de cada Comunidad Autónoma. Adicionalmente han sido expresadas en términos per cápita, dividiéndolas por las correspondientes estimaciones intercensales de población. Finalmente, han sido expresadas en logaritmos naturales para cálculos posteriores.

Para estimar los modelos GARCH regionales se ha recurrido a los datos mensuales del índice de precios al consumo, índice general, con bases 1983, 1992, 2001 y 2006, para el periodo muestral 1978m01-2007m12. Desde el año 2002 el citado índice recoge el efecto de las rebajas en los precios de la economía española. Siguiendo a Caraballo y Usabiaga (2004) para evitar el problema causado por este cambio metodológico, se procedió a desestacionalizar las series utilizando el procedimiento TRAMO-SEATS³.

Finalmente, para obtener una medida del *stock* de capital humano en las regiones españolas se ha recurrido a los datos del proyecto Capital Humano, realizado por IVIE-Fundación Bancaja (2011). Éste ha sido también el origen de los datos de empleo sectorial, necesarios para computar en el apartado sexto los índices de especialización regional.

4. Una medida alternativa de incertidumbre

Para determinar el efecto de la incertidumbre sobre el consumo necesitamos una variable que tenga capacidad predictiva sobre la variabilidad del consumo futuro. Necesitamos en definitiva una medida de incertidumbre. La literatura ha recurrido habitualmente a dos metodologías para estimarla. En primer lugar hemos de mencionar el análisis basado en encuestas o, con más precisión, basado en la dispersión

³ Siguiendo la sugerencia de un evaluador se estimaron los modelos GARCH regionales sin desestacionalizar previamente el índice de precios. La posible estacionalidad se tuvo en cuenta introduciendo variables indicador mensuales en la ecuación para la inflación media. Los resultados obtenidos, disponibles para el lector interesado, permiten mantener plenamente las conclusiones de este trabajo.

transversal de las previsiones realizada por un panel de agentes (véase Hahm y Steigerwald, 1999).

El segundo enfoque está relacionado con el estudio de la variabilidad de los residuos de modelos univariantes de series temporales. En concreto, Menegatti (2007) recurre a la varianza incondicional de la tasa de crecimiento del PIB regional. En ese mismo trabajo, junto con Hahm (1999) y Menegatti (2010), se emplean también medidas de varianza condicional basadas en el *error de predicción un paso adelante* obtenidas a partir de modelos ARIMA estimados sobre el crecimiento del PIB regional.

Dentro de este segundo enfoque, y como novedad en relación con lo realizado hasta ahora en los trabajos de referencia, nosotros utilizamos como medida de incertidumbre la varianza predicha por un modelo GARCH de heteroscedasticidad condicional estimado sobre datos macroeconómicos de elevada frecuencia (véase Engle, 1982, y Bollerslev, 1986). En el caso de un modelo GARCH (1,1) la varianza condicional se puede predecir ajustando la siguiente especificación:

$$y_t = x_t\beta + \epsilon_t \text{ donde } \epsilon_t \sim N(0, h_t^2) \quad (8)$$

$$h_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}^2 \quad (9)$$

siendo (8) la ecuación para el valor medio de la variable de interés cuya volatilidad pretendemos estimar, y (9) la ecuación de la varianza condicional, donde $V(\epsilon_t | \phi_{t-1}) = h_t^2$ es la varianza condicional de ϵ_t con respecto al conjunto de información ϕ_{t-1} . El valor ajustado o predicho de h_t^2 es la variable de incertidumbre que utilizamos en nuestro trabajo⁴.

El cuadro 1 presenta los estadísticos descriptivos de las series de inflación utilizadas. Como se puede observar, el elevado valor del estadístico de Jarque-Bera permite rechazar con claridad la hipótesis de normalidad de las series que estamos considerando. Por otro lado, la significación estadística del contraste de Ljung-Box, para el cuadrado de las desviaciones respecto de la media, y del contraste LM pone de manifiesto la existencia de efectos ARCH en la inflación mensual en las regiones españolas.

A menudo la literatura que utiliza la varianza condicional como medida de incertidumbre da por hecho que la variable estudiada es estacionaria, en vez de contrastarlo con los estadísticos pertinentes. En nuestro caso el estudio del orden de integración de la inflación mensual pone de manifiesto la estacionariedad de la misma para las distintas regiones españolas⁵.

⁴ Idealmente nos hubiera gustado contar con un conjunto de variables sobre los cuales ajustar el correspondiente modelo GARCH para predecir su volatilidad. Ahora bien, para ello es necesario que los datos estén disponibles para las distintas regiones, y que posean una elevada frecuencia. En el caso español sólo la inflación regional cumplía esas dos exigencias en el periodo temporal 1980-2007.

⁵ Por razones de espacio no se presenta el detalle de ese estudio. No obstante, está disponible a petición del lector interesado.

Cuadro 1. Estadísticos descriptivos de la inflación mensual regional

<i>Región</i>	<i>Media</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>S.D.</i>	<i>J.B.</i>	<i>Q2 (12)</i>	<i>LM (12)</i>
Andalucía	0,52	1,95	-0,75	0,48	56,02***	186,59***	81,64***
Aragón	0,52	2,34	-0,91	0,48	92,92***	108,30***	53,61***
Asturias	0,52	2,47	-1,22	0,46	159,51***	123,38***	43,10***
Baleares	0,52	3,03	-0,86	0,54	133,80***	93,90***	57,57***
Canarias	0,51	2,69	-1,19	0,54	55,60***	159,78***	68,21***
Cantabria	0,51	2,61	-0,80	0,50	151,01***	225,99***	66,16***
Cast. y León	0,51	2,78	-0,54	0,45	207,37***	96,62***	47,11***
Cast.-La Mancha	0,51	2,19	-0,43	0,48	59,99***	247,61***	117,46***
Cataluña	0,54	2,44	-0,57	0,45	133,44***	101,94***	60,22***
Extremadura	0,51	2,83	-0,52	0,47	105,31***	170,58***	82,65***
Galicia	0,52	2,19	-0,63	0,46	61,09***	170,08***	68,86***
Madrid	0,52	2,40	-0,51	0,47	187,42***	242,27***	93,25***
Murcia	0,53	2,32	-0,86	0,53	37,07***	151,04***	66,03***
Navarra	0,53	2,84	-1,36	0,47	231,27***	39,80***	21,71**
País Vasco	0,53	2,43	-0,98	0,42	80,61***	107,16***	49,63***
Rioja	0,54	3,53	-0,81	0,51	90,15***	26,16***	23,57**
Valencia	0,52	2,01	-0,56	0,46	68,58***	382,44***	108,55***

Nota: La inflación se calcula como la variación mensual del logaritmo del índice general de precios al consumo. JB es el estadístico de Jarque-Bera para contrastar la normalidad de la serie. Q2 (12) es el estadístico Ljung-Box de orden 12 para contrastar correlación serial en el cuadrado de las desviaciones de la tasa de inflación respecto de su media muestral. LM(12) es el test estadístico Chi-cuadrado (12) para contrastar la existencia de efectos ARCH en la serie objeto de estudio.

*** p -value < 0,01, ** p -value < 0,05.

Fuente: Elaboración propia con datos de IPC facilitados por INE.

Los resultados de estimar los modelos ARMA-GARCH regionales aparecen recogidos en el cuadro A.1 del anexo. El número de retardos seleccionados para la ecuación de la inflación es aquel que permite la especificación más escueta y que a su vez genera residuos que son ruido blanco. La constante de la ecuación de varianza toma en todos los casos valores positivos, lo que es consistente con la no negatividad de la varianza de la inflación. Para todas las regiones la modelización GARCH (1,1) constituye una representación aceptable del proceso generador de datos de la varianza condicional tanto desde el punto de vista de la significatividad estadística de los coeficientes ARCH y GARCH, como por la ausencia de correlación serial y de estructura ARCH en los residuos de la estimación.

Dada la frecuencia mensual de los datos utilizados, la medida de incertidumbre que se empleó en la estimación principal fue la media anual de la varianza condicional predicha por los modelos GARCH regionales.

5. Estimación y resultados

5.1. Ecuación de estimación⁶

A la hora de contrastar empíricamente la Teoría del Ahorro Preventivo la ecuación (7) no puede estimarse directamente pues, como indica Carroll (1992), ese segundo término, la varianza condicional del crecimiento del consumo, es una variable endógena que depende de la riqueza acumulada por los hogares. Hahm (1999) y Menegatti (2010) optan por remediar este problema sustituyendo la varianza condicional del crecimiento del consumo por una medida de incertidumbre basada en el crecimiento futuro de la renta. En nuestro trabajo medimos la incertidumbre a través de la volatilidad condicional predicha con un modelo ARMA-GARCH estimado sobre la inflación regional.

Junto a la variable representativa de la incertidumbre macroeconómica se han introducido dos controles adicionales, a saber, el crecimiento retardado del *output* de la economía y la tasa de inflación. Respecto al primero, como indica Carroll (1992: 77), las perturbaciones en la renta retardada probablemente afecten al crecimiento del consumo en tanto que afectan a la riqueza de las familias. Cuando se contrasta la Teoría de la Renta Permanente se incurre en un error de especificación si no se considera adicionalmente como variable explicativa la varianza condicional del consumo o alguna medida de incertidumbre sobre el mismo. De igual forma, al contrastar la Teoría del Ahorro Preventivo también se incurriría en un problema de igual naturaleza si al estimar la ecuación (7) no introducimos una variable representativa del crecimiento del *output* de la economía. Llegados a este punto, se suscita la cuestión de si ese crecimiento de la renta se ha de introducir de manera contemporánea o retardado un periodo. La literatura apunta dos argumentos a favor de introducir esa variable de forma contemporánea. Por un lado, es frecuente encontrarse en la sociedad colectivos de población que están restringidos en liquidez, esto es, hogares que ven limitadas sus posibilidades para desplazar intertemporalmente su consumo cuando no tienen acceso a los mercados de crédito y para los cuales la renta del periodo constituye el determinante fundamental de sus decisiones de gasto corriente. Por otro lado, diversos estudios sugieren que en la economía pueden existir agentes *rule-of-thumb* que adoptan decisiones de consumo siguiendo una regla de comportamiento sencilla consistente en consumir en cada periodo la renta conseguida en el mismo. Frente a estos dos argumentos, el contraste canónico de la RE-PIH, tal como se plantea por Hall (1978), ha de hacerse considerando el crecimiento retardado de la renta; si los agentes son racionales, la renta de periodos anteriores no ha de tener contenido

⁶ En este trabajo hemos seguido lo que se conoce como *two step approach*. En una primera etapa se estiman los modelos ARMA-GARCH sobre datos de alta frecuencia. En un segundo paso, la variable predicha en la primera etapa se introduce como variable explicativa en la ecuación principal. De existir datos suficientes se habría podido aplicar el enfoque simultáneo propuesto por Cermeño y Grier (2006), para mejorar la eficiencia de nuestras estimaciones. Agradecemos a un evaluador el que nos haya advertido sobre este punto.

informativo relevante que lleve a aquéllos a modificar sus decisiones de consumo presente. En nuestras estimaciones hemos seguido este último planteamiento y se ha introducido el *output* de la economía de manera retardada.

En cuanto a la segunda variable de control, se ha introducido el primer momento de la inflación. Esto se hace para tener en cuenta la situación económica general y para contrastar la robustez de los resultados ante la presencia de la misma variable en niveles. Como indica Huizinga (1993), si omitiésemos la inflación, la capacidad predictiva de la variable de incertidumbre podría estar simplemente reflejando el efecto de una variable omitida con la que está altamente correlacionada⁷.

Atendiendo a todo lo anterior, la ecuación que finalmente se ha estimado tiene la siguiente forma:

$$\Delta \text{Ln}C_{it} = \alpha_i + \beta_0 \text{unc}_{it} + \beta_1 \Delta \text{Ln}Y_{it-1} + \beta_2 \pi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

donde $\Delta \text{Ln}C_{it}$ es la tasa de crecimiento del consumo privado, unc_{it} es la medida de incertidumbre comentada anteriormente, $\Delta \text{Ln}Y_{it-1}$ es la tasa de crecimiento de la renta retardada un periodo, π_{it} es la tasa de inflación y ε_{it} es un término de error independiente e idénticamente distribuido.

5.2. Estimación y resultados

Los resultados de las estimaciones aparecen recogidos en el cuadro 2. Para cada estimador se presentan cuatro regresiones. Las estimaciones (1) y (3) se realizan empleando una medida contemporánea de incertidumbre, *unc1*. En las columnas (2) y (4) la incertidumbre, *unc2*, se introduce en forma de retardo distribuido⁸. Por otro lado, en las estimaciones (1) y (2) se utiliza como medida retardada del *output* de la economía el PIB regional, mientras que en las regresiones (3) y (4) se emplea la Renta Familiar Disponible.

Inicialmente la estimación de la ecuación (10) se lleva a cabo mediante un modelo de efectos fijos. Con las variables *dummies* regionales pretendemos recoger el efecto que sobre el consumo ejercen factores de heterogeneidad inobservables representativos de características geográficas, culturales, institucionales o económicas específicas de cada región⁹. Con esta primera estimación se pone de manifiesto la significatividad

⁷ Para un análisis inicial de ecuaciones de consumo del tipo planteado en este trabajo ampliadas con inflación puede verse Koskela y Virén (1987).

⁸ En concreto, *unc2* se construye como una media ponderada de la varianza condicional presente y de la de los tres años anteriores. Esta forma de construir la variable de incertidumbre tiene su precedente en Baum *et al.* (2009) y pretende capturar el efecto combinado de la incertidumbre contemporánea y de la de periodos anteriores.

⁹ En las estimaciones que presentamos no se consideró oportuno introducir efectos fijos temporales. Y ello por varias razones. En primer lugar, como norma general se prefirió estimar especificaciones escuetas que permitiesen ahorrar grados de libertad. En este sentido, se probó con la introducción de una variable de tendencia temporal y los resultados, disponibles para el lector interesado, no variaban signifi-

estadística de la variable de incertidumbre en sus dos formulaciones, *unc1* y *unc2*, independientemente de cuál sea la variable representativa del *output* que estemos considerando. Por lo demás, las dos variables de control ejercen un efecto relevante en la decisión de consumo, con estimaciones de elevada significación estadísticas.

Estos primeros resultados han de contemplarse con cierta precaución. En efecto, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios asume que los errores del modelo son esféricos. Cuando esto no se produce, como es habitual en este tipo de datos, el estimador sigue siendo insesgado pero no hace un uso eficiente de la información disponible. La literatura indica que en paneles largos, en los que la dimensión temporal supera a la transversal, es frecuente encontrarse con problemas de heteroscedasticidad de panel, correlación transversal y correlación serial intrapanel. A partir de los residuos de la estimación OLS intentamos comprobar si esos problemas están presentes en nuestro caso. Para contrastar la heteroscedasticidad de panel utilizamos el test de Wald modificado, sugerido por Greene (2008). En las tres primeras estimaciones es posible rechazar con claridad la hipótesis de homoscedasticidad interregional de los residuos, mientras que en la última tal rechazo no se produce. Para comprobar la independencia transversal de los residuos se utiliza el contraste LM de Breusch y Pagan (1980). También en este caso los resultados son concluyentes en el sentido de rechazar con rotundidad la hipótesis nula. Finalmente, para contrastar la correlación serial dentro de cada panel se emplea el contraste propuesto por Wooldridge (2002). Nuevamente, la hipótesis de no correlación serial de primer orden se rechaza sin ningún género de duda.

Para enfrentar este tipo de situaciones es habitual utilizar Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (FGLS, en su acrónimo inglés). Llevando a cabo dos transformaciones secuenciales en las que primero se corrige la correlación serial y después se elimina la correlación contemporánea de los errores, se consiguen estimaciones consistentes y eficientes. Sin embargo, Beck y Katz (1995) pusieron en cuestión el uso intensivo de este tipo de estimadores. Según estos autores, el estimador FGLS genera errores estándar que son injustificadamente optimistas y las ventajas en eficiencia que se derivan del mismo sólo son tales en contextos en los que el ratio T/N es superior a tres (véase, Beck y Katz, 1995: 639). Como alternativa proponen el estimador OLS-PCSE (Mínimos Cuadrados Ordinarios Corregidos)¹⁰, es decir, consideran aceptable utilizar el estimador mínimo cuadrático para obtener los coeficientes, por tratarse de estimaciones consistentes aunque no eficientes, pero plantean un procedimiento para corregir los errores estándar.

cativamente de los presentados en la primera parte del cuadro 2. En segundo lugar, seguimos a Cameron y Trivedi (2009) donde se indica que en paneles largos es preferible aprovechar la ordenación natural del tiempo introduciendo una tendencia lineal o cuadrática, en vez de *dummies* temporales. En tercer lugar, hemos de recordar que con la introducción de efectos fijos temporales se pretende explicar perturbaciones agregadas que afectan en un mismo instante del tiempo a todas las unidades transversales de análisis. Estas perturbaciones son las que provocan correlación contemporánea en los residuos y en nuestras estimaciones este problema se corrige utilizando estimadores robustos a tal situación (FGLS y OLS-PCSE).

¹⁰ No existe una traducción al español del acrónimo OLS-PCSE que esté ampliamente aceptada y entendida. Con Mínimos Cuadrados Ordinarios Corregidos queremos decir Mínimos Cuadrados Ordinarios con errores estándar corregidos de correlación transversal (o correlación entre unidades del panel).

Cuadro 2. Ecuación de exceso de sensibilidad ampliada con incertidumbre

<i>OLS</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Unc1_{it}$	0,055* (3,66)		0,063* (3,41)	
$Unc2_{it}$		0,103* (4,06)		0,114* (3,95)
$\Delta LnPIB_{it-1}$	0,298* (6,91)	0,310* (6,81)		
$\Delta LnRFD_{it-1}$			0,248* (6,32)	0,253* (5,92)
π_{it}	-0,254* (-6,95)	-0,387* (-7,40)	-0,307* (-10,28)	-0,421* (-8,53)
Obs.	442	425	442	425
R-squared	0,283	0,267	0,241	0,227
Wald(k)	35,02 (0,00)	32,43 (0,01)	29,57 (0,03)	20,95 (0,23)
BP	1.350,70 (0,00)	1.036,67 (0,00)	1.413,69 (0,00)	1.133,72 (0,00)
F(1,16)	32,26 (0,00)	33,72 (0,00)	35,88 (0,00)	37,96 (0,00)
<i>FGLS</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Unc1_{it}$	0,030* (7,70)		0,024* (5,62)	
$Unc2_{it}$		0,054* (6,38)		0,074* (10,01)
$\Delta LnPIB_{it-1}$	0,122* (10,79)	0,129* (9,69)		
$\Delta LnRFD_{it-1}$			0,100* (9,57)	0,115* (10,07)
π_{it}	-0,253* (-7,36)	-0,325* (-7,25)	-0,259* (-7,82)	-0,305* (-8,45)
<i>OLS-PCSE</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Unc1_{it}$	0,044*** (1,77)		0,042*** (1,62)	
$Unc2_{it}$		0,098* (2,81)		0,101* (2,61)
$\Delta LnPIB_{it-1}$	0,188* (3,15)	0,208* (3,46)		
$\Delta LnRFD_{it-1}$			0,135*** (1,88)	0,146** (2,03)
π_{it}	-0,260* (-2,45)	-0,386* (-3,08)	-0,293* (-2,64)	-0,403* (-3,04)

Notas: Entre paréntesis *t*-ratios. Wald(k) es un test modificado de Wald para contrastar heteroscedasticidad de panel en un modelo de efectos fijos. BP es un contraste tipo LM para contrastar independencia transversal, propuesto por Breusch y Pagan (1980). F (1, K-1) es el contraste de autocorrelación en datos de panel de Wooldridge (2002). En el primer tercio del cuadro, al lado de cada contraste de diagnóstico, aparece el *p*-valor de significación marginal. Todas las especificaciones tienen constante y efectos fijos regionales.

*, **, *** denotan significación estadística a niveles del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

De los tres conjuntos de estimaciones, la realizada con el estimador FGLS es la que genera coeficientes con menor valor absoluto, la estimación OLS se situaría en el extremo opuesto y las estimaciones con OLS-PCSE ocuparían una situación intermedia. Respecto a la significación estadística, tal como esperábamos en función de lo comentado en los párrafos anteriores, el estimador FGLS es el que ofrece estimaciones más optimistas en el sentido de presentar una menor variabilidad del estimador. En sentido opuesto, los errores estándar conseguidos con la corrección PCSE son sustancialmente más elevados, aumentando en consecuencia los niveles de significación marginal.

Si nos centramos en la variable de interés, la incertidumbre macroeconómica, es inmediato observar que en todas las especificaciones el coeficiente estimado para *unc2* es más elevado que el obtenido para *unc1* y en general se estima con mayor precisión, esto es, presenta mayores *t*-ratios. Recordemos que con *unc2* estamos considerando que la incertidumbre afecta al consumo a lo largo de un periodo dilatado de tiempo, mientras que con *unc1* estamos recogiendo la incertidumbre introducida de manera contemporánea. De alguna forma, estos resultados nos indican que el efecto de la incertidumbre sobre el consumo se extiende en el tiempo, aun cuando el efecto contemporáneo pueda ser reducido¹¹.

En cuanto al efecto sobre el consumo de la variable renta retardada, en todas las especificaciones se observa con claridad resultados de exceso de sensibilidad. Y ello se produce tanto si la renta se mide a través del PIB regional como si se mide por medio de la Renta Familiar Disponible. Este exceso de sensibilidad del consumo podría entenderse como la consecuencia de la existencia de restricciones de liquidez en los hogares, la no separabilidad de las decisiones de consumo y empleo, o bien como el no cumplimiento de algún otro de los supuestos que subyacen a la Teoría de la Renta Permanente.

Finalmente, respecto al efecto de la inflación sobre el consumo, en todas las estimaciones se obtienen coeficientes negativos de elevado valor absoluto, y con destacados niveles de significación. Tradicionalmente se ha considerado que elevadas tasas de inflación son sinónimo de deficiente gestión de la política macroeconómica y esto último podría tener un efecto negativo sobre el crecimiento del consumo. Por otro lado, su significatividad estadística pone también de manifiesto que su no inclusión en la estimación de la ecuación (10) podría haber dado lugar a un importante sesgo por omisión de variable relevante.

En definitiva, para lo que es importante en este trabajo, la incertidumbre medida con procedimientos alternativos e introducida en el modelo de manera contemporánea y en forma de retardo parece ejercer un efecto destacado sobre las decisiones de consumo de las economías domésticas.

¹¹ Para contrastar la robustez de estos resultados se creó una medida alternativa de incertidumbre basada en el *error de predicción un paso adelante* obtenido tras estimar recursivamente un modelo AR(2) sobre la inflación regional. Los resultados, disponibles bajo petición, no varían significativamente en relación con los presentados en el cuadro 2.

6. Buscando patrones regionales

Dados los resultados presentados en el apartado anterior, es obligado preguntarse si detrás de los mismos existe algún tipo de patrón regional identificable en cuanto a la sensibilidad del consumo familiar frente a la medida de incertidumbre que estamos considerando ¹². Como primera aproximación hemos interactuado las variables *dummies* regionales con la variable de incertidumbre. El estadístico de Wald correspondiente para las variables de interacción alcanzó valores de 99,14 y 45,69, según se emplee FGLS o OLS-PCSE, con niveles de significación marginal notablemente inferiores al 1%. Es decir, parece haber un comportamiento diferenciado estadísticamente relevante de las distintas regiones en cuanto a la sensibilidad del consumo privado a la incertidumbre.

Como paso adicional, se ha computado el estadístico I de Moran de autocorrelación espacial global para los coeficientes de interacción de las Comunidades Autónomas peninsulares. Cuando se utiliza en su cálculo una matriz de contigüidad binaria, se obtiene un estadístico comprendido entre $-0,077$ y $-0,134$, dependiendo de cuál sea el estimador empleado y la variable renta considerada. En ningún caso resultaron ser significativos. Cuando la matriz de ponderaciones se realiza utilizando la inversa de la distancia entre las capitales de las Comunidades, el estadístico que nos ocupa toma valores entre $-0,046$ y $-0,105$, no resultando tampoco significativos. Por tanto podemos afirmar que no existe ningún tipo de patrón espacial discernible entre los coeficientes que resultan de interactuar la variable de incertidumbre macroeconómica con los indicadores regionales ¹³.

Atendiendo a la disponibilidad de datos regionales para la economía española, se ha intentado ver de qué forma la sensibilidad del consumo a la incertidumbre se ve afectada por factores tales como la dotación regional de capital humano y la composición sectorial del empleo regional. Para ello se han construido variables *dummies* representativas de estos factores y han sido interactuadas con la variable de incertidumbre. Los resultados de ese estudio aparecen recogidos en el cuadro 3.

En primer lugar hemos querido ver de qué forma la dotación de capital humano condiciona la sensibilidad del consumo a la incertidumbre. *A priori* el signo esperado para la variable de interacción puede ser tanto positivo como negativo. Así, por un lado hay estudios que sugieren que la mayor dotación de capital humano reduce la probabilidad de caer en desempleo y hace que, incluso estando desempleados, los hogares dispongan de un mayor colateral o garantía con los que sortear asimetrías in-

¹² En lo que sigue comentamos los resultados de las estimaciones con *unc2* como variable representativa de la incertidumbre macroeconómica.

¹³ Con el fin de comprobar la robustez de estos resultados se obtuvieron adicionalmente los diagramas de puntos (*scatterplots*) de Moran que relacionan el valor inicial de esos coeficientes con sus retardos espaciales. Los gráficos ponían de manifiesto la existencia de un valor atípico, el correspondiente a Navarra. Se estimaron de nuevo el estadístico I de Moran y el correspondiente diagrama de puntos sin contar con esta región, y los resultados se mantenían en los mismos términos que se comentan en el texto principal, a saber, en todos los cálculos la I de Moran es negativa, de reducido valor absoluto y no estadísticamente significativa, poniendo con ello de manifiesto la falta de dependencia espacial de los coeficientes de interacción.

Cuadro 3. Interacciones en la ecuación de exceso de sensibilidad

Variable	FGLS		OLS-PCSE	
	Coef.	t-ratio	Coef.	t-ratio
HK1	0,019***	(3,05)	0,035*	(1,74)
HK2	0,020***	(2,70)	0,035*	(1,64)
HK3	0,059***	(4,75)	0,095***	(2,57)
AGRI	0,039***	(2,79)	0,075**	(1,98)
CONS	-0,022***	(-2,79)	-0,001	(-0,04)
ENER	-0,015	(-1,57)	-0,028	(-1,19)
INDUS	0,028***	(4,60)	0,037**	(1,98)
SERV	-0,033***	(-3,63)	-0,058***	(-2,17)

Notas: Entre paréntesis t-ratios.

***, **, * denotan significación estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

HKj es una variable dummy que toma valor 1 si la región en cuestión tiene un *stock* de capital humano superior a la media nacional en el periodo analizado, y 0 en caso contrario. El *stock* de capital humano se mide a través de los años medios de escolarización de la población en edad de trabajar ($j = 1$), de la población activa ($j = 2$) y de la población ocupada ($j = 3$). AGRI es una variable dummy que toma valor 1 si la región tiene una especialización laboral en el sector agrario, y 0 en caso contrario. El índice de especialización laboral para cada año se obtiene aplicando la fórmula (11) del texto principal. Lo mismo se ha hecho para las variables CONS, ENER, INDUS y SERV.

Fuente: Elaboración propia con datos de INE e IVIE-Fundación Bancaja (2011).

formativas, permitiendo a las familias acceder a los mercados privados para asegurarse ante situaciones de incertidumbre. Se suele considerar asimismo que los hogares con mayor formación disponen de habilidades y cultura financiera que les posibilitan hacer frente a perturbaciones no anticipadas con mayor facilidad que los hogares carentes de esa formación. Todo ello en definitiva actuaría en el sentido de reducir la sensibilidad del consumo a la incertidumbre. Por otro lado, tal como sugieren Blackburn y Varvarigos (2008), ante niveles de aversión al riesgo suficientemente altos, la volatilidad puede inducir comportamientos preventivos en los agentes, haciendo que éstos inviertan más en capital humano con el fin de mejorar sus perspectivas de empleo. Una alta dotación de capital humano sería en sí mismo un claro indicio de elevada sensibilidad a situaciones de incertidumbre, surgiendo de esta forma una asociación positiva entre ambas variables. Los resultados obtenidos apuntan en esta última dirección. Sea cual fuere el método de estimación utilizado, tener una dotación de capital humano superior a la media nacional hace que las familias muestren una mayor sensibilidad a la incertidumbre en sus decisiones de consumo.

En segundo lugar, para ver el efecto de la especialización productiva de cada región en la sensibilidad del consumo a la incertidumbre, se han construido los correspondientes índices de especialización laboral sectorial utilizando la siguiente expresión:

$$IE_{ijt} = \frac{L_{ij} / \sum_i^5 L_{ij}}{\sum_j^{17} L_{ij} / \sum_j^{17} \sum_i^5 L_{ij}} \quad (11)$$

siendo L_{ij} la ocupación que existe en el sector productivo i -ésimo y en la región j -ésima en un año t . Estos índices se promedian para el periodo 1980-2007 y si toman un valor superior a 1 concluimos que la región en cuestión está especializada en ese sector productivo. A partir de ellos se construyen las variables indicador que toma valor 1 si la región i está especializada en el sector productivo j , y 0 en caso contrario. Los resultados de la estimación OLS-PCSE, los más conservadores, indican que la especialización productiva en los sectores agrícola, industrial y de servicios tiene efectos estadísticamente relevantes en la sensibilidad del consumo a la incertidumbre macroeconómica. Por el contrario, la especialización en los sectores de construcción y energía no afectan de manera significativa a tal relación.

A lo largo del periodo analizado la agricultura española ha estado sujeta a diversos mecanismos de regulación e intervención. Aunque ello ha contribuido a estabilizar los mercados agrarios y garantizar a los agricultores un nivel de vida equiparable al de otros agentes económicos, no ha permitido en cambio reducir el efecto de la incertidumbre en las decisiones de consumo de las familias. Los resultados indican que las regiones con una especialización laboral en el sector agrario son más sensibles a la incertidumbre que las que no lo están.

Respecto al signo negativo que se registra para el sector servicios y el positivo que presenta el sector industrial, podrían deberse al grado de exposición a la competencia internacional que se observa en ambos casos, así como a la distinta volatilidad del empleo en cada uno de ellos. En este sentido, el sector industrial se caracteriza por la creación de bienes comercializables, en procesos productivos intensivos en capital, con un elevado uso de *inputs* energéticos importados y sujetos a una elevada competencia internacional. La necesidad de aumentar la productividad, la relativamente elevada sustituibilidad factorial y el estar sujeto a perturbaciones económicas exógenas hacen que el empleo en el sector no sea especialmente estable en el largo plazo. Las características del sector servicios son justamente las opuestas. Carlino *et al.* (2003) hacen referencia a la menor volatilidad del empleo en el sector servicios en relación con el sector manufacturero. Si recordamos adicionalmente el elevado peso del empleo público en el mismo, se comprenderá que el consumo privado en estas regiones sea menos susceptible a la incertidumbre macroeconómica que en las especializadas en el sector industrial.

7. Resumen y conclusiones

El presente trabajo indaga sobre el efecto que la incertidumbre macroeconómica tiene sobre las decisiones de consumo de las familias. Empleando datos de alta frecuencia, los IPC mensuales regionales, se estiman modelos ARMA-GARCH a partir de los cuales se predice la volatilidad condicional de la inflación. Esta variable se utiliza como *proxi* de incertidumbre macroeconómica en una ecuación de exceso de sensibilidad del consumo. Los resultados indican que la volatilidad condicional

predicha afecta al consumo privado, especialmente si aquélla es introducida en forma de retardo distribuido. Las dos variables de control consideradas son estadísticamente significativas. En particular, en el caso de la renta, tanto si se mide con el PIB regional como si se hace con la Renta Familiar Disponible, los resultados ponen de manifiesto que, contrariamente a lo que se deduce de la RE-PIH, esta variable es significativa, delatando con ello la posible existencia de restricciones de liquidez, la no separabilidad de las decisiones de consumo y empleo de las familias o el no cumplimiento de cualquier otro de los supuestos que subyacen a la Teoría de la Renta Permanente.

Como paso adicional, se intenta encontrar patrones regionales de comportamiento que ayuden a explicar el resultado principal. Así, regiones con una dotación de capital humano superior a la media parecen mostrar una mayor sensibilidad a la incertidumbre. Lo mismo sucede cuando la región en cuestión presenta una especialización laboral sectorial centrada en los sectores agrario o industrial. Si la especialización laboral se produce en el sector servicios, ocurre lo contrario.

Desde el punto de vista de la política económica, dos son las derivaciones de este trabajo. Por un lado, si la incertidumbre ejerce un efecto destacado, especialmente cuando se introduce de manera retardada, en las decisiones de consumo de los hogares, entonces sólo cuando aquélla se vea reducida cabe esperar un comportamiento más expansivo del gasto de las familias. Por otro lado, la propia concepción de la política económica ha de cambiar, renunciándose al manejo discrecional de las diversas figuras impositivas, y centrándose más en medidas estructurales tendentes a reducir cualquier tipo de incertidumbre o imprevisibilidad que emane de las instituciones y de las normas que operan en la economía.

Bibliografía

- Banco de España (2010): *Informe Anual 2009*, Madrid.
- Baum, Ch.; Caglayan, M., y Ozkan, N. (2009): «The second moments matter: the impact of macroeconomic uncertainty on the allocation of loanable funds», *Economics Letters*, 102, 87-89.
- Beck, N., y Katz, J. (1995): «What to do (and not to do) with time-series cross-section data», *American Political Science Review*, 89, 634-647.
- Blackburn, K., y Varvarigos, D. (2008): «Human capital accumulation and output growth in a stochastic environment», *Economic Theory*, 36, 435-452.
- Bollerslev, T. (1986): «Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity», *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Breusch, T., y Pagan, A. (1980): «The Lagrange multiplier test and its application to model specification in econometrics», *Review of Economic Studies*, 47, 239-253.
- Cameron, C., y Trivedi, P. (2009): *Microeconometrics using Stata*, Stata Press, College Station, TX (USA).
- Caraballo, M. A., y Usabiaga, C. (2004): «Análisis de la estructura de la inflación de las regiones españolas: la metodología de Ball y Mankiw», *Investigaciones Regionales*, 5, 67-90.

- Carlino, G.; DeFina, R., y Sill, K. (2003): *Postwar period changes in employment volatility: new evidence from State/Industry panel data*, working paper 03-18, Federal Reserve Bank of Philadelphia, Philadelphia, PA (USA).
- Carroll, Ch. (1992): «The buffer-stock theory of saving: some macroeconomic evidence», *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 61-156.
- Carroll, Ch., y Samwick, A. (1997): «The nature of precautionary wealth», *Journal of Monetary Economics*, 44, 41-71.
- Cermeño, R., y Grier, K. (2006): «Conditional heteroskedasticity and cross-sectional dependence in panel data: an empirical study of inflation uncertainty in the G7 countries», en B. H. Baltagi (ed.), *Panel data econometrics*, vol. 10, Elsevier, New York, 259-277.
- Dardanoni, V. (1991): «Precautionary savings under income uncertainty: a cross-sectional analysis», *Applied Economics*, 23, 153-160.
- Dynan, K. (1993): «How prudent are consumers?», *Journal of Political Economy*, 101, 1104-1113.
- Engle, R. (1982): «Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation», *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Friedman, M. (1957): *Theory and Consumption*, Princeton University Press, Princeton, N. J. (USA).
- Greene, W. (2008): *Econometric Analysis, sixth edition*, Pearson Education, Upper Saddle River, N. J. (USA).
- Guariglia, A. (2001): «Saving behavior and earnings uncertainty: evidence from the British Household Panel Survey», *Journal of Population Economics*, 14, 619-634.
- Guiso, L.; Japelli, T., y Terlizzese, D. (1992): «Earnings uncertainty and precautionary saving», *Journal of Monetary Economics*, 30, 307-337.
- Hahm, J. (1999): «Consumption growth, income growth and earnings uncertainty: simple cross-country evidence», *International Economic Journal*, 13, 39-58.
- Hahm, J., y Steigerwald, D. (1999): «Consumption adjustment under time-varying income uncertainty», *Review of Economics and Statistics*, 81, 32-40.
- Hall, R. (1978): «Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence», *Journal of Political Economy*, 86, 971-988.
- Huizinga, J. (1993): «Inflation uncertainty, relative price uncertainty and investment in U.S. manufacturing», *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, 521-549.
- Ivie-Fundación Bancaja (2011): *Proyecto Capital Humano*, disponible en: <http://www.ivie.es/banco/capital.php>.
- Kazarosian, M. (1997): «Precautionary savings. A panel study», *Review of Economics and Statistics*, 79, 241-247.
- Koskela, E., y Virén, M. (1987): «Inflation and the Euler equation approach to consumption behaviour. Some Empirical Evidence», *Economics Letters*, 25, 233-238.
- Leland, H. (1968): «Saving and uncertainty: the precautionary demand for saving», *Quarterly Journal of Economics*, 82, 465-472.
- Lusardi, A. (1998): «On the importance of the precautionary saving motive», *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 88, 449-53.
- Lyhagen, J. (2001): «The effect of precautionary saving on consumption in Sweden», *Applied Economics*, 33, 673-681.
- Menegatti, M. (2007): «Consumption and uncertainty: a panel analysis in Italian regions», *Applied Economics Letters*, 14, 39-42.
- (2010): «Uncertainty and consumption: new evidence in OECD countries», *Bulletin of Economic Research*, 62, 227-242.
- Modigliani, F., y Brumber, R. (1954): «Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data», en K. K. Kurihara (ed.), *Post Keynesian Economics*, Allen y Unwin, New Brunswick, NJ (USA).

- Sandmo, A. (1970): «The effect of uncertainty on saving decisions», *Review of Economic Studies*, 37, 353-360.
- Skinner, J. (1988): «Risky income, life cycle consumption and precautionary savings», *Journal of Monetary Economics*, 22, 237-255.
- Starr-McCluer, M. (1996): «Health insurance and precautionary savings», *American Economic Review*, 86, 285-295.
- Wooldridge, J. (2002): *Econometrics analysis of cross section and panel data*, The MIT Press, Cambridge, MA (USA).

Cuadro A.1. Modelos ARMA-GARCH para la inflación regional española

		<i>Ecuación para la inflación</i>																
		<i>And</i>	<i>Ara</i>	<i>Ast</i>	<i>Bal</i>	<i>Can</i>	<i>Cat</i>	<i>Cl</i>	<i>Cm</i>	<i>Cnt</i>	<i>Ext</i>	<i>Gal</i>	<i>Mad</i>	<i>Mur</i>	<i>Nav</i>	<i>Pav</i>	<i>Rio</i>	<i>Val</i>
$\pi(-1)$	0,16 (2,99)							0,10 (1,84)	0,05 (0,95)				-0,04 (-0,80)		-0,15 (-2,30)		0,16 (2,58)	
$\pi(-2)$	0,16 (2,83)				0,08 (1,68)		0,14 (2,60)	0,14 (2,27)	0,13 (2,51)			0,11 (2,12)		0,14 (2,59)				0,16 (3,16)
$\pi(-3)$						0,11 (2,07)	0,11 (1,87)	0,17 (3,38)				0,11 (1,86)	0,13 (2,98)					0,11 (2,15)
$\pi(-4)$		0,11 (1,93)	0,16 (2,67)	0,12 (2,09)	0,17 (3,39)	0,12 (2,29)	0,13 (2,10)	0,19 (3,04)	0,05 (0,92)	0,13 (2,28)			0,06 (1,40)		0,13 (2,17)	0,10 (1,89)		
$\pi(-5)$	0,11 (1,87)	0,11 (2,16)				0,18 (3,67)		0,12 (2,00)					0,08 (2,04)	0,09 (1,80)				
$\pi(-6)$			0,20 (4,17)			0,14 (2,78)						0,14 (2,40)			0,15 (2,80)		0,21 (4,23)	
$\pi(-7)$	0,23 (4,72)	0,21 (3,91)				0,12 (2,29)	0,20 (3,72)		0,20 (3,78)	0,31 (5,34)	0,16 (2,58)	0,21 (3,73)	0,12 (2,73)	0,12 (2,57)	0,29 (4,94)	0,22 (3,68)		0,10 (1,89)
$\pi(-8)$	0,18 (3,68)	0,18 (3,35)	0,24 (4,44)				0,10 (2,20)			0,19 (3,62)	0,15 (2,76)		0,17 (3,93)	0,17 (3,78)	0,15 (2,40)	0,17 (3,45)	0,19 (3,95)	0,11 (2,14)
$\pi(-9)$					0,15 (3,02)		0,13 (2,33)		0,12 (2,17)	0,12 (2,16)			0,16 (3,06)			0,12 (2,02)		0,10 (1,81)
$\pi(-10)$		0,23 (5,39)	0,19 (3,39)		0,20 (4,25)	0,19 (3,44)			0,16 (3,01)	0,14 (3,28)	0,18 (3,42)		0,15 (3,60)	0,13 (2,66)	0,19 (3,52)	0,14 (2,60)	0,26 (5,41)	0,10 (1,73)
$\pi(-11)$		0,15 (3,21)			0,18 (3,41)		0,10 (1,99)		0,12 (2,34)	0,11 (2,04)	0,19 (3,35)	0,16 (2,86)			0,13 (3,01)	0,18 (3,02)	0,09 (1,93)	
$\pi(-12)$		-0,11 (-1,78)							-0,14 (-2,64)	-0,14 (-2,49)	-0,07 (-1,40)	0,13 (-2,44)					-0,12 (-1,96)	-0,13 (-2,23)
$\pi(-13)$																		
$\pi(-14)$									0,11 (1,87)		0,17 (3,28)			0,10 (1,98)				0,11 (2,54)
$\pi(-15)$																		0,20 (4,02)

Ecuación para la variancia de inflación

	And	Ara	Ast	Bal	Can	Cat	Cl	Cm	Cnt	Ext	Gal	Mad	Mur	Nav	Pav	Rio	Val
ARCH(1)	0,07 ^a	0,07 ^b	0,05 ^b	0,11 ^a	0,05 ^b	0,08 ^a	0,09 ^c	0,05 ^b	0,06 ^b	0,05 ^c	0,11 ^a	-0,03 ^b	0,07 ^a	0,19 ^a	0,06 ^b	0,09 ^b	0,06 ^b
GARCH(1)	0,92 ^a	0,91 ^a	0,95 ^a	0,90 ^a	0,94 ^a	0,92 ^a	0,91 ^a	0,94 ^a	0,93 ^a	0,94 ^a	0,89 ^a	1,02 ^a	0,93 ^a	0,82 ^a	0,93 ^a	0,91 ^a	0,93 ^a
Adj-R2	0,42	0,43	0,49	0,30	0,38	0,44	0,43	0,47	0,45	0,47	0,42	0,53	0,32	0,40	0,55	0,25	0,53
LBQ(4)	3,32	1,72	5,38	7,75 ^c	2,05	2,13	3,96	0,89	3,36	4,74	0,78	1,36	1,38	1,76	0,53	0,75	2,15
LBQ(12)	18,13	8,67	17,64	15,45	15,94	18,33	18,03	9,37	14,41	17,00	16,91	14,13	5,68	9,97	13,31	6,53	4,03
LBQ2(4)	0,97	1,10	0,59	2,86	1,69	1,71	3,42	8,41 ^c	2,05	2,29	3,68	1,83	1,77	1,09	1,38	4,53	1,60
LBQ2(12)	12,57	16,72	2,25	17,35	5,95	8,78	8,64	11,15	13,82	5,53	16,05	9,96	7,19	5,99	3,82	9,14	3,07
LM(1)	0,62	0,14	0,15	0,02	0,81	1,09	0,50	1,66	0,93	0,09	0,00	0,62	0,23	0,27	0,26	2,37	0,00
LM(4)	1,01	1,07	0,57	3,09	0,96	1,79	3,44	7,65	2,06	2,78	3,65	1,83	1,75	1,10	1,38	4,86	1,68

Notas: Todas las ecuaciones se estiman con constante. En la ecuación para la inflación entre paréntesis aparecen los *t*-ratios. LBQ(k) y LBQ2(k) son los estadísticos de Ljung-Box de orden *k* para los residuos y sus cuadrados. LM(k) es el estadístico para contrastar la no existencia de efectos ARCH en los residuos. ^{a,b,c} denotan significación estadística a niveles del 1%, 5% y 10%, respectivamente.