

31. ¿CONDICIONA LA INCERTIDUMBRE LAS DECISIONES DE CONSUMO DE LAS FAMILIAS? UN ANÁLISIS CON DATOS REGIONALES ESPAÑOLES¹

J. ANÍBAL NÚÑEZ CARRASCO²

1. Introducción

En la reciente coyuntura económica de nuestro país, el consumo privado está jugando un papel determinante. Y ello por dos razones. En primer lugar, el consumo privado representa la mayor rúbrica en el PIB español de suerte que su reciente contención está afectando seriamente al gasto agregado y al empleo de la economía. En segundo lugar, los hogares españoles han restringido de manera importante sus niveles de consumo, lo que unido al elevado crecimiento de la tasa de ahorro familiar podría estar indicando que la incertidumbre en cuanto a la evolución de la renta futura ejerce un efecto restrictivo de primer orden sobre las decisiones de consumo presente de las familias españolas³.

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

1 Citar como: Núñez Carrasco, J. A. (2013). “¿Condiciona la incertidumbre las decisiones de consumo de las familias? Un análisis con datos regionales españoles”. En: Camacho Ballesta, J. A. y Jiménez Olivencia, Y. (eds.). *Desarrollo Regional Sostenible en tiempos de crisis*. Vol. 2, cap. 31, pag. 581-599. Ed. Universidad de Granada, Granada. ISBN 978-84-338-5559-6. [<http://hdl.handle.net/10481/27491>]

2 Universidad de Málaga. Departamento de Economía Aplicada-Estructura Económica.

3 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 6 puntos porcentuales en 2009 que se une al crecimiento de 2 puntos registrado el año anterior. Entre las causas de esta subida se destacan el aumento de la incertidumbre que acompañó el recrudescimiento de la crisis financiera y el rápido deterioro del mercado de trabajo, que habrían deprimido el consumo y elevado el ahorro por motivo precaución, véase Banco de España (2009) páginas 127 y siguientes.

Hall (1978), los individuos toman sus decisiones de consumo presente atendiendo al flujo de renta presente y futura que esperan derivar de su riqueza humana y financiera. Si asumimos que esos agentes tienen funciones de utilidad cuadráticas, sólo el primer momento de la renta futura es la variable relevante para explicar 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 lineal⁴. En estas circunstancias, Leland (1968) y Sandmo (1970) enfatizan que los segundos momentos de la renta futura también son determinantes en las decisiones de consumo privado. 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 de la renta futura, de manera que la varianza de la misma condiciona las decisiones de consumo presente. La introducción de la incertidumbre lleva a las familias a reducir el consumo 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), Guariglia (2001) y Guariglia y Kim (2003), 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 lo 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 papers 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 período 1960-87. 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 capita suponiendo que éste sigue un proceso autoregresivo de orden uno o de orden cuatro. Hahm y Steigerwald (1999) por su parte, utilizando datos agregados de la economía norteamericana para el período 1981-94, optan por aproximar la incertidumbre sobre la renta futura mediante una medida no paramétrica de varianza condicional, basada en la varianza del error de predicción de un panel de predictores de la evolución del crecimiento del PIB.

El trabajo de Lyhagen (2001) está referido a la economía sueca durante el período 1970-92 y construyen su medida de incertidumbre atendiendo a la respuesta dada por los entrevistados en la Encuesta Sueca de Hogares respecto a la expectativa de éstos

4 Esta 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.

en lo que se refiere a la situación económica general, su propia situación económica y el nivel general de desempleo.

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 de información estadístico determine cuál es el proceso generador de datos que mejor describe la evolución del PIB per cápita. Por lo demás, hemos de decir que Menegatti (2007) utiliza datos regionales italianos para el período 1981-2003, mientras que Menegatti (2010) emplea datos de 24 países de la OCDE procedentes de la base de datos Penn World Table para el período 1950-2000.

El trabajo que aquí presentamos toma como referencias claras los trabajos de Hahm y Menegatti. En concreto, pretendemos contrastar la Teoría del Ahorro Preventivo con datos agregados regionales de la economía española para el período 1980-2006. 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 la existencia de ahorro preventivo en nuestra economía. En lo que este autor alcanza a conocer, estos datos regionales se han utilizado para estudiar la Teoría de la Renta Permanente en DeJuan y Luengo-Prado (2006) y Núñez (2010), aunque en ningún caso se aborda la cuestión del ahorro preventivo⁵.

Como segunda aportación del presente documento, hemos creado una variable proxy de incertidumbre macroeconómica en la que ésta se mide a través de la volatilidad condicional predicha por un modelo ARMA-GARCH estimado sobre datos regionales de alta frecuencia.

El resto de este trabajo se organiza de la siguiente forma. En la sección II 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 sigue a continuación la sección V en la que presentamos las estimaciones realizadas, para concluir con un sexto apartado en el que se expone resumidamente 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:

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

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 diferenciablez de la función de utilidad,

5 La existencia de ahorro por motivo precaución ha sido estudiada en el caso español con microdatos en los trabajos de Albarrán (2000) y Campos et al. (2004).

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:

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

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:

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

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

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

Finalmente, si suponemos que:

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

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

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

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

Los datos utilizados en este trabajo abarcan el período muestral 1980-2006 y proceden de la Contabilidad Regional de España (CRE), bases 1980, 1986, 1995 y 2000, facilitada por el INE. 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 índice de precios al consumo de cada comunidad autónoma. Adicionalmente han sido expresadas en términos per capita 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 al índice de precios al consumo, índice general, con bases 1983, 1992 y 2001, para el período muestral 1978m01-2006m12. 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 (2009) para evitar el problema causado por este cambio metodológico se procedió a desestacionar las series utilizando el procedimiento TRAMO-SEATS.

4. Una medida alternativa de incertidumbre

Para determinar el efecto de la incertidumbre sobre la variación del consumo necesitamos una variable que tenga capacidad predictiva sobre la variabilidad del consumo futuro. Es decir, necesitamos una medida de incertidumbre. La literatura ha recurrido habitualmente a dos aproximaciones para estimar esa incertidumbre. En primer lugar hemos de mencionar el análisis basado en encuestas o, con más precisión, basado en la dispersión transversal de las previsiones realizada por un panel de agentes. Este es el enfoque adoptado por Hahm y Steigerwald (1999), quienes utilizan la dispersión del crecimiento de la renta previsto por un conjunto de analistas encuestados por la Asociación Estadística Americana⁶.

El segundo enfoque está relacionado con el análisis de incertidumbre basado en modelos de series temporales. En este caso, se utiliza la variabilidad de alguna variable macroeconómica relevante como medida proxy de incertidumbre. Así, Menegatti (2007) recorre a la varianza incondicional de la tasa de crecimiento del PIB regional. En ese mismo trabajo, junto con Hahm (1999) y Menegatti (2010), se emplea también medidas de varianza condicional basadas en el error de predicción un paso adelante obtenidos a partir de modelos univariantes estimados sobre el crecimiento del producto de la economía.

Dentro de este segundo enfoque, y como novedad en relación con lo realizado hasta ahora en la literatura de referencia, nosotros utilizamos como medida de incertidumbre la varianza predicha por un modelo GARCH de heteroscedasticidad condicio-

6 Lyhagen (2001) construye su variable de incertidumbre a partir de las expectativas sobre el futuro de la economía de los hogares entrevistados por la encuesta sueca de hogares. Es decir, aunque utiliza información procedente de una encuesta periódica, no intentan predecir el crecimiento futuro de la economía. En este sentido, este trabajo no es comparable con el de Hahm y Steigerwald (1999)

nal estimado sobre una variable macroeconómica de elevada frecuencia, véase Engle (1982) y Bollerslev (1986)⁷. En el caso de un modelo GARCH(1,1), la varianza condicionada se puede predecir ajustando la siguiente especificación:

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

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

siendo (8) la ecuación para el valor medio de la variable macroeconómica cuya volatilidad medimos, y (9) la ecuación de la varianza condicional, donde $V(\varepsilon_t | \phi_{t-1}) = h_t^2$ es la varianza condicional de ε_t con respecto al conjunto de información ϕ_{t-1} . El componente media móvil (el término ARCH) es ε_{t-1}^2 y representa la volatilidad de la variable subyacente en el período anterior. En componente autoregresivo (el término GARCH) es h_{t-1}^2 y representa la varianza predicha en el período anterior de la variable que estamos estudiando. La suma de los coeficientes $\alpha + \beta$ en la ecuación para la varianza determina la persistencia de la volatilidad debida a shocks.

El valor ajustado o predicho de h_t^2 es la variable proxy de incertidumbre que utilizamos en nuestro trabajo. Idealmente nos hubiera gustado contar con un conjunto variables macroeconómicas (el PIB regional, el índice de producción industrial regional, etc.) de las que se pudieran derivar esta medida de incertidumbre. Ahora bien, para poder llevar a cabo esto, es necesario que la variable haya sido obtenida para las distintas unidades regionales que estamos considerando, y que posea una elevada frecuencia. La limitada disponibilidad de datos regionales sobre la economía española hace que sólo podamos utilizar el índice de precios al consumo como variable macro a partir de la cual obtener la volatilidad o incertidumbre.

La tabla 1 presenta los estadísticos descriptivos de las series de inflación utilizadas para estimar los modelos ARMA-GARCH y derivar la incertidumbre macroeconómica. Como se puede observar, el elevado valor del estadístico de Jarque-Bera permite rechazar con claridad la hipótesis normalidad de las series que estamos considerando. Por otro lado, la significación estadística de los 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.

7 Aunque en la literatura con datos macroeconómicos sobre la relación entre consumo e incertidumbre nunca antes se han utilizado los modelos GARCH, esto no es infrecuente en otro tipo de literaturas. A modo de ejemplo, véanse, Beaudry et al. (2001), Serven (2003), Asteriou y Price (2005), Baum et al. (2006, 2009), Quagliariello (2009).

TABLA 1. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS PARA LA INFLACIÓN MENSUAL

REGIÓN	MEDIA	MAX.	MIN.	S.D.	JB	Q2(12)	LM(12)
Andalucía	0,52	2,06	-0,52	0,48	66,46 ***	212,63 ***	87,66 ***
Aragón	0,52	2,12	-0,37	0,43	85,90 ***	268,88 ***	96,17 ***
Asturias	0,53	2,47	-0,73	0,46	141,81 ***	154,07 ***	51,97 ***
Baleares	0,53	3,06	-1,14	0,53	168,74 ***	88,68 ***	66,62 ***
Canarias	0,52	2,70	-1,26	0,56	53,84 ***	144,73 ***	64,36 ***
Cantabria	0,52	2,67	-0,78	0,52	150,36 ***	156,61 ***	44,89 ***
Castilla y León	0,52	2,25	-0,64	0,43	104,71 ***	218,65 ***	76,36 ***
Castilla-La Mancha	0,52	2,25	-0,61	0,50	55,94 ***	205,14 ***	98,24 ***
Cataluña	0,55	2,44	-0,55	0,45	145,93 ***	106,50 ***	61,31 ***
Extremadura	0,52	2,23	-0,90	0,47	51,02 ***	249,91 ***	88,98 ***
Galicia	0,53	2,26	-0,64	0,47	79,48 ***	136,74 ***	61,33 ***
Madrid	0,53	2,41	-0,46	0,47	195,25 ***	235,57 ***	90,17 ***
Murcia	0,54	2,31	-0,70	0,52	44,34 ***	170,63 ***	71,14 ***
Navarra	0,54	2,82	-0,58	0,45	214,92 ***	77,47 ***	35,03 ***
País Vasco	0,54	2,50	-0,53	0,45	95,55 ***	118,26 ***	52,29 ***
Rioja	0,55	2,40	-0,53	0,46	69,35 ***	133,04 ***	49,06 ***
Valencia	0,53	1,90	-0,50	0,42	61,72 ***	573,03 ***	139,25 ***

Notas: 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

Fuente: Elaboración propia.

Tal como indica Carruth *et al.* (2000), 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. Los resultados del estudio del orden de integración de la inflación mensual para las regiones españolas aparecen recogidos en la tabla 2.

TABLA 2. CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS PARA LA INFLACIÓN MENSUAL

REGIÓN	ADF ¹	PP ²	KPSS ³	ZA ⁴
Andalucía	-2.86	-16.39	0.46	-12.77
Aragón	-1.78	-21.12	0.43	-7.29
Asturias	-2.99	-18.74	0.41	-8.04
Baleares	-3.21	-19.18	0.46	-8.98
Canarias	-3.67	-18.48	0.40	-7.79
Cantabria	-3.41	-17.41	0.52	-10.38
Castilla y León	-1.70	-19.68	0.42	-7.34
Castilla-La Mancha	-2.47	-19.50	0.46	-9.70
Cataluña	-2.11	-19.78	0.47	-8.72
Extremadura	-2.35	-17.38	0.42	-8.80
Galicia	-3.31	-18.21	0.44	-8.46
Madrid	-2.15	-18.89	0.46	-7.82
Murcia	-3.30	-19.32	0.41	-8.42
Navarra	-2.97	-18.80	0.42	-8.89
País Vasco	-1.60	-19.06	0.48	-8.77
Rioja	-2.28	-21.88	0.36	-7.19
Valencia	-2.87	-20.75	0.45	-6.94
5% c.v.	-3.42	-3.42	0.146	-5.08

Notas:

¹ Contraste de raíces unitarias de Dickey y Fuller (1979) aumentado, en el que el número de retardos de la endógena se selecciona siguiendo el enfoque de lo general a lo específico propuesto por Hall (1994). El número inicial de retardos del polinomio autorregresivo se fija en 16 y se utiliza el valor crítico del 5% de una distribución normal para valorar la significación estadística del último retardo. En todos los casos el número de retardos incluidos garantiza la eliminación de la autocorrelación en los residuos. Los valores críticos de este contraste se obtienen de MacKinnon (1996).

² Contraste Phillips y Perron (1988) de raíces unitarias. Los valores críticos se obtienen de MacKinnon (1996).

³ Contraste de raíces unitarias de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992). Los valores críticos asintóticos utilizados aparecen en esa misma obra.

⁴ Contraste de raíces unitarias con un cambio estructural endógeno propuesto por Zivot y Andrews (1992). Los valores críticos proceden de ese mismo trabajo.

Fuente: Elaboración propia.

Como suele ser habitual en este tipo de estudios, los resultados son contradictorios y poco concluyentes cuando atendemos a distintos contrastes de raíces unitarias. Si reparamos en el contraste de Dickey y Fuller (1979) aumentado, la inflación regional en España es una variable integrada de orden uno en todas las regiones, con la clara excepción de las Islas Canarias. Salvo en este caso en específico, en todos los demás

no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significación del 5 por ciento⁸. Este resultado se ve revertido completamente cuando atendemos al contraste de Phillips y Perron (1988). En esta situación, para todas las regiones se rechaza con rotundidad la hipótesis nula de raíz unitaria de forma que podríamos confiar en la estacionariedad de la tasa de inflación en las regiones españolas. Estos resultados no se ven corroborados cuando empleamos el contraste KPSS de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992). Como es bien sabido, este último contraste considera la estacionariedad como hipótesis nula y para todas las regiones podemos rechazarla, esto es, en contraposición con los resultados del test PP, en este caso la inflación sería una serie integrada de orden uno en todas las regiones.

Los contrastes anteriores han sido criticados en la literatura por su sesgo hacia el no rechazo de la hipótesis nula en presencia de cambio estructural así como por su baja potencia cuando los procesos están próximos a la integración de orden uno. Recurrimos en consecuencia al contraste de Zivot y Andrews (1992) (ZA) que permite la existencia de un cambio estructural en la serie y que considera la hipótesis nula de raíz unitaria sin cambio estructural frente a la alternativa de estacionariedad con cambio estructural. En este caso, nuevamente para todas las regiones estudiadas la hipótesis nula se rechaza a los niveles de significación habituales, de forma que la inflación sigue un proceso estacionario cuando se permite la existencia de cambio estructural endógeno⁹ ¹⁰.

Ateniéndonos a lo expuesto en los párrafos anteriores estimamos los modelos GARCH para la inflación mensual suponiendo que ésta sigue un modelo ARMA¹¹. El número de retardos seleccionado 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, excepto para Extremadura, la modelización GARCH(1,1) constituye

8 Los resultados del contraste ADF casi siempre suelen ser pocos concluyentes, dependiendo de cual sea el criterio seguido para seleccionar el número de retardos de la endógena que se considera en el modelo. En este sentido, cuando la longitud de retardos se realiza minimizando el criterio de información AIC, se da lugar a especificaciones poco parsimoniosas de la ecuación de contraste, se consigue cumplir por lo general el criterio de no autocorrelación de los residuos de la ecuación ajustada, y resulta particularmente arduo rechazar la hipótesis nula. Si por el contrario en la selección del número de retardos buscamos minimizar el criterio de información BIC, entonces se generan especificaciones muy escuetas, no se suele cumplir el criterio de no autocorrelación de los residuos y se rechaza con frecuencia la hipótesis nula en favor de la estacionariedad de las series.

9 En la tabla dos presentamos el contraste ZA que permite un cambio estructural tanto en la media de la serie como en la tendencia. Cuando se realiza este mismo contraste permitiendo solamente un cambio en media o un cambio en la tendencia, se mantienen plenamente los resultados del test, esto es, se rechaza la hipótesis nula para todas las regiones.

10 Dada la ambigüedad de los resultados de los contrastes de raíces unitarias también se procedió a estimar los modelos GARCH suponiendo que la inflación mensual regional era integrada de orden uno. Por razones de economía de espacio, esos resultados no se presentan en este trabajo pero están disponibles para el lector interesado.

11 Por razones de economía de espacio los resultados de estas estimaciones no se muestran en el presente trabajo, pero están disponibles a petición del lector interesado.

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 estructura ARCH en los residuos de la estimación. En este sentido, el resultado de los tests LM muestra que en los residuos no queda estructura ARCH por explicar, a los niveles habituales de significación estadística. Esto confirma que la especificación es capaz de capturar toda la heteroscedasticidad condicional que hay en los datos de inflación y pone de manifiesto la correcta especificación de los modelos considerados. Esto último es fundamental a la hora de asegurar la consistencia de las estimaciones de la ecuación (7) donde la variable de incertidumbre entra como un regresor generado.

Dada la frecuencia mensual de los datos de inflación utilizados, la varianza condicional predicha para cada región tendrá que ser promediada para pasar los datos a frecuencia anual. De esta forma, la variable de incertidumbre macroeconómica utilizada en la estimación de la ecuación (7) será una media de la incertidumbre mensual predicha.

5. Estimación y resultados

5.1. ECUACIÓN DE ESTIMACIÓN

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 el problema sustituyendo la varianza condicional del crecimiento del consumo por una medida de incertidumbre basada en el crecimiento futuro de la renta. Más en concreto, miden la incertidumbre no a través de la variabilidad del crecimiento de la renta, sino mediante las desviaciones del crecimiento de la renta respecto a su valor predicho o esperado. Este valor esperado para el crecimiento de la renta se obtiene suponiendo que la misma sigue un determinado proceso estocástico univariante.

Como novedad de este trabajo, nosotros preferimos aproximar esa medida de incertidumbre mediante la varianza predicha con un proceso ARMA-GARCH estimado sobre una variable macroeconómica de elevada frecuencia y disponible a nivel regional¹².

Tanto nuestra medida de incertidumbre como la planteada en Hahm (1999) y Menegatti (2010) se basan en datos agregados de series temporales, puesto que no existen fiables de incertidumbre a nivel microeconómico. En este sentido, Cochrane (1991) y Pischke (1995) objetarían que las medidas de incertidumbre agregadas típicamente subestiman la incertidumbre sobre la renta que realmente experimentan los hogares. Consideramos que la evidencia obtenida con datos agregados ofrece un

12 Como se indica en la sección anterior, por falta de datos regionales de alta frecuencia para la renta, hemos tenido que estimar los modelos Garch regionales sobre el crecimiento del IPC regional, que sí están disponibles para la economía española.

límite inferior del riesgo no asegurable que enfrentan los hogares. Adicionalmente, si las fluctuaciones agregadas de renta tienen un efecto desigual entre los distintos individuos de la población, tal como indican Blanchard y Mankiw (1988) la incertidumbre medida de esta forma puede tener un efecto relevante sobre el consumo agregado.

Finalmente, junto a la variable representativa de la incertidumbre macroeconómica se han introducido dos variables de control adicionales. En primer lugar, como indica Carroll (1992, p. 77) 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 es frecuente rechazar la validez de la misma basándose en la capacidad predictiva que sobre el crecimiento del consumo tiene el crecimiento retardado de la renta. Se incurre en estos casos en un error de especificación cuando no se considera adicionalmente como variable explicativa la varianza condicional del consumo o alguna medida de incertidumbre sobre el mismo. De igual forma, también se incurriría en un problema de omisión de variable relevante 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 manera contemporánea. Por un lado, tal como indica Deaton (1991), 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 sus decisiones de consumo cuando no tienen acceso a los mercados de crédito que les permitan prestar o tomar prestado. Por otro lado, como sugieren Campbell y Mankiw (1989), en la economía pueden existir agentes miopes que adopten 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 REPIH, 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 informativo relevante que lleve a los agentes a modificar sus decisiones de consumo presente¹³. En las estimaciones que hemos realizado hemos seguido este último planteamiento y se ha introducido el output de la economía de manera retardada.

Como 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 esas mismas variables en niveles, véase Huizinga (1993). Recordemos que la inflación se utiliza a menudo como un indicador de mala gestión económica de forma que por sí misma implica incertidumbre sobre el futuro. Esperaríamos a priori que ejerza un efecto negativo sobre el crecimiento del consumo.

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

.....
13 En la práctica, la disyuntiva entre crecimiento contemporáneo y crecimiento retardado de la renta se resuelve haciendo un contraste general de la REPIH en el que se incluye cualquiera de los dos tipos de variables, si bien es cierto que cuando se introduce de manera contemporánea, para evitar su posible endogeneidad, se la suele instrumentar con retardos de la misma. A modo de ejemplo de esto último, véase Menegatti (2010).

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

5.2. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

Los resultados de las estimaciones aparecen recogidos en la tabla 3. 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 distribuido¹⁴. 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 región¹⁵ 16. En este primer resultado se pone de manifiesto la significatividad estadística de la variable de incertidumbre en sus dos formulaciones, *unc1* y *unc2*, e independientemente de cual sea la variable representativa del output que estemos considerando. La inflación igualmente ejerce 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, las estimaciones OLS-FE sólo son consistentes en el caso de que los errores del modelo sean independientes e idénticamente distribuidos y cuando la dimensión transversal tiende a infinito. Esto último no se da en nuestro caso. Es más, en paneles largos en los que la dimensión temporal supera a la transversal, la literatura indica que con este tipo de datos los errores suelen ser no esféricos. En concreto, lo habitual es en-

14 En concreto, *unc2* se construye como una media ponderada de la varianza condicional presente y de la de los tres años anteriores. Las ponderaciones son 0.4, 0.3, 0.2 y 0.1. Esta forma de construir la variable de incertidumbre tiene su precedente en los trabajos de Baum *et al.* (2006, 2009).

15 La no consideración de efectos fijos regionales podría dar lugar a un sesgo por omisión de variables relevantes, haciendo las estimaciones por mínimos cuadrados inconsistentes.

16 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 significativamente de los presentados en la primera parte de la tabla 3. En segundo lugar, consideramos acertado el consejo de Cameron y Trivedi (2009, 267) 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). En consecuencia, nos parecía redundante introducir efectos fijos temporales.

contrarse con problemas de heteroscedasticidad de panel, correlación contemporánea entre paneles y correlación serial dentro de cada panel. A partir de los residuos de la estimación OLS-FE intentamos contrastar la existencia de estos problemas. Para contrastar la heteroscedasticidad de panel utilizamos un test de Wald modificado, sugerido por Greene (2008). En las cuatro estimaciones iniciales es posible rechazar con claridad la hipótesis nula de homoscedasticidad interregional. Para comprobar la independencia transversal de los datos se utiliza el contraste de dependencia crossectional de Pesaran (2004). También es este caso los resultados son concluyentes en el sentido de rechazar con rotundidad la hipótesis nula de independencia transversal de los residuos. Finalmente, para contrastar la correlación serial dentro de cada panel se emplea el contraste propuesto por Wooldridge (2002). Nuevamente, la hipótesis nula de no correlación serial de primer orden se rechaza con claridad.

Para enfrentar este tipo de situaciones la literatura proponía 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 conseguían estimaciones insesgadas y eficientes. Sin embargo, Beck y Katz (1995, 1996) pusieron en cuestión el extensivo uso de este tipo de estimadores. Según estos autores, el estimador FGLS genera errores estándar que son injustificadamente optimistas. En concreto, a la hora de corregir la correlación transversal de los residuos, este estimador utiliza una matrix de covarianzas contemporáneas en la que cada elemento de la misma se estima con $2T/N$ observaciones. En un contexto asintótico (en la dimensión temporal) esto último no supone ningún tipo de problema. Ahora bien, con los paneles que habitualmente se utilizan en la literatura, en los que en el mejor de los casos la dimensión temporal apenas si supera a la dimensión transversal, esta circunstancia hace que la variabilidad del estimador se vea sospechosamente infravalorada. En definitiva, la ventaja en eficiencia del estimador FGLS sólo es tal en contextos en los que el ratio T/N es superior a tres (véase, Beck y Katz, 1995, 639). Como alternativa Beck y Katz (1995) proponen el estimador OLS-PCSE, es decir, consideran aceptable utilizar los coeficientes estimados por OLS, por tratarse de estimaciones consistentes aunque no eficientes, pero plantean un procedimiento para corregir los errores estándar¹⁷.

En ambos casos, cuando hay evidencia de autocorrelación, se ha de realizar la transformación Prais-Winsten como fase previa a la aplicación de los estimadores antes mencionados. Sobre este punto y con el fin de ahorrar grados de libertad en la estimación, Beck y Katz (1995) abogan por la estimación de un único coeficiente de autocorrelación de primer orden, común para todos los paneles, frente a la alternativa de estimar coeficientes de autocorrelación idiosincrásicos.

17 En la práctica ambos estimadores no han de verse como mutuamente excluyentes. Dependiendo de cómo sean las dimensiones del panel se pueden emplear uno u otro método. Así, cuando la dimensión transversal es más grande que la temporal, parece que está justificado utilizar OLS-PCSE, mientras que cuando sucede lo contrario, especialmente cuando T es mucho más grande que N , se puede disfrutar de la mayor eficiencia del estimador FGLS. Chen, Lin y Reed (2005) por su parte plantean utilizar ambos estimadores; OLS-PCSE para contrastar hipótesis y FGLS para estimar los coeficientes.

TABLA 3. ECUACIÓN DE EXCESO DE SENSIBILIDAD AMPLIADA CON INCERTIDUMBRE

	OLS-FE			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Unc1	0.053*** (0.011)		0.069*** (0.011)	
Unc2		0.115*** (0.026)		0.127*** (0.027)
dLnPIB(t-1)	0.289*** (0.043)	0.291*** (0.037)		
dLnRFD(t-1)			0.251*** (0.041)	0.228*** (0.041)
Inflación	-0.242*** (0.029)	-0.382*** (0.035)	-0.302*** (0.027)	-0.413*** (0.039)
Observaciones	425	408	425	408
R-squared	0.29	0.27	0.25	0.22
Wald(k)	36.12	35.43	27.92	28.93
p-value	0.00	0.01	0.05	0.04
CID	33.73	29.86	34.04	31.56
p-value	0.00	0.00	0.00	0.00
F(1,16)	27.52	26.72	29.20	29.99
p-value	0.00	0.00	0.00	0.00
	(1)	(2)	(3)	(4)
Unc1	0.030*** (0.004)		0.032*** (0.003)	
Unc2		0.070*** (0.009)		0.072*** (0.008)
dLnPIB(t-1)	0.118*** (0.010)	0.129*** (0.012)		
dLnRFD(t-1)			0.110*** (0.008)	0.112*** (0.009)
Inflación	-0.201*** (0.030)	-0.309*** (0.036)	-0.238*** (0.030)	-0.307*** (0.035)
	(1)	(2)	(3)	(4)
Unc1	0.040 (0.026)		0.045* (0.026)	
Unc2		0.112*** (0.041)		0.115*** (0.044)
dLnPIB(t-1)	0.173*** (0.060)	0.187*** (0.061)		
dLnRFD(t-1)			0.136* (0.073)	0.130* (0.073)
Inflación	-0.254** (0.110)	-0.386*** (0.131)	-0.294*** (0.113)	-0.402*** (0.138)

Notas: Entre paréntesis errores estándar. ***, **, * denotan significación estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Wald(k) es el test de Wald modificado para contrastar heteroscedasticidad de panel en un modelo de efectos fijos. CID es el contraste de Pesaran (2004) de independencia crossseccional. F(1, K-1) es el contraste de Wooldridge (2002) de autocorrelación en datos de panel. Todas las especificaciones tienen constante y efectos fijos regionales.

La tabla 3 recoge junto a la estimación OLS-FE las que resultan de aplicar los estimadores antes comentados. De los tres conjuntos de estimaciones la realizada con el estimador FGLS es la que genera coeficientes con menor valor absoluto, la estimación por OLS-FE se situaría en el extremo opuesto y las estimaciones con OLS-PCSE ocuparían una situación intermedia. Respecto a los errores estándar, 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 más reducida variabilidad del estimador. En sentido opuesto, los errores estándar conseguidos con la corrección PCSE son sustancialmente más elevados. El resultado global muestra como en la estimación FGLS todos los coeficientes son estimados con un elevado nivel de significación estadística, mientras que con el estimador OLS-PCSE se generan en algunos casos estimaciones con un elevado nivel de incertidumbre.

Si nos centramos en la significatividad estadística de la variable de interés, la incertidumbre macroeconómica, es inmediato observar que en todas las especificaciones el coeficiente estimado cuando la incertidumbre se mide a través de *unc2* es más elevado en valor absoluto y estadísticamente 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 manera, 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 reducido.

En cuanto al efecto de la variable renta retardada sobre el consumo, en todas las especificaciones se observan exceso de sensibilidad del consumo a la renta. 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 o bien como el no cumplimiento de alguno 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 especificaciones se obtienen coeficientes negativos de elevado valor absoluto, y con destacados niveles de significación estadística. Tradicionalmente se ha considerado que la inflación es una variable que también está asociada a la incertidumbre macroeconómica. Elevadas tasas de inflación son sinónimo de deficiente gestión de la política macroeconómica y esto último podría tener un efecto negativo sobre el consumo. Por otro lado, la significatividad estadística de esta variable 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 a través de un modelo ARMA-GARCH sobre una variable de alta frecuencia parece ejercer un efecto destacado sobre las decisiones de consumo y ahorro de las economías domésticas.

6. Resumen y conclusiones

El presente trabajo indaga sobre el efecto que la incertidumbre macroeconómica tiene sobre las decisiones de consumo y ahorro de las familias. Empleando datos regionales 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 de volatilidad condicional se utiliza como proxy de incertidumbre macroeconómica en una ecuación de exceso de sensibilidad del consumo. La variable de incertidumbre, elevada a frecuencia anual, se introduce de manera contemporánea y en forma de retardo distribuido. Los resultados indican que los efectos sobre el consumo de la volatilidad condicional introducida de esta última forma son más importantes y se estiman con mayor precisión. Adicionalmente se consideran en la estimación dos variables explicativas adicionales. Por un lado el nivel de la inflación, lo que per se es considerado en la literatura como una variable que también aproxima la incertidumbre asociada a una deficiente gestión de la política económica. Por último se incluye una variable de renta retardada un periodo. Tanto si esa renta se mide por el PIB regional como si se hace a través de la Renta Familiar Disponible, los resultados ponen de manifiesto que, contrariamente a lo que se deduce de la REPIH, 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.

Desde el punto de vista de la política económica, las derivaciones de este trabajo son inmediatas. Si la incertidumbre ejerce un efecto destacado, especialmente cuando se introduce de manera retardada, en las decisiones de consumo de los hogares, sólo cuando esa incertidumbre se vea reducida cabe esperarse un comportamiento más expansivo del gasto de las familias. Es más, en tanto que la incertidumbre macroeconómica siga persistiendo, cualquier medida de política económica de carácter expansivo que se implemente está abocada a tener reducidos efectos sobre el output final de la economía.

7. Bibliografía

- ALBARRÁN, P. (2000): *Income uncertainty and precautionary saving: evidence from household rotating panel data*, CEMFI, documento de trabajo no. 008.
- ASTERIOU, D. y S. PRICE (2005): Uncertainty, investment and economic growth: evidence from a dynamic panel, *Review of Development Economics*, vol. 9, no. 2, pp.: 277-88.
- BANCO DE ESPAÑA (2010): *Informe Anual 2009*, Madrid.
- BAUM, CH., CAGLAYAN, M., OZKAN, N., y O. TALAVERA (2006): The impact of macroeconomic uncertainty on non-financial firms' demand for liquidity, *Review of Financial Economics*, vol. 15, pp.: 289-304.
- BAUM, CH., CAGLAYAN, M., y N. OZKAN (2009): The second moments matter: the impact of macroeconomic uncertainty on the allocation of loanable funds, *Economics Letters*, vol. 102, pp.: 87-89.

- BEAUDRY, P., CAGLAYAN, M., y F. SCHIANTARELLI (2001): Monetary instability, the predictability of prices and the allocation of investment: an empirical investigation using UK panel data, *American Economic Review*, vol. 91, pp.: 648-62.
- BECK, N. y J. KATZ (1995): What to do (and not to do) with time-series cross-section data, *American Political Science Review*, vol. 89, no. 3, pp.: 634-647.
- BECK, N. y J. KATZ (1996): Nuisance vs. substance: specifying and estimating time-series-cross-section models, *Political Analysis*, vol. 6, pp.: 1-36.
- BLANCHARD, O. y G. MANKIW (1988): Consumption: beyond certainty equivalence, *American Economic Review*, vol. 78, pp.: 173-177.
- BOLLERSLEV, T. (1986): Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, vol. 31, pp.: 307-27.
- CAMERON, A.C. y P. TRIVEDI (2009): *Microeconometrics using Stata*. Stata Press, College Station, Texas.
- CAMPBELL, J. y G. MANKIW (1989): Consumption, income and interest rate: reinterpreting the time series evidence, en Blanchard, O. y S. Fisher (eds.), *NBER Macroeconomic Annual*, MIT Press, pp.: 185-216, Cambridge, MA.
- CAMPOS, J.A., MARCHANTE, A., y M.A. ROPERÓ (2004): ¿Ahorran por motivo precaución los hogares españoles? *Revista Asturiana de Economía*, vol. 30, pp.: 161-176.
- CARABALLO, M.A. y C. USABIAGA (2009): The relevance of supply shocks for inflation: the Spanish case, *Applied Economics*, vol. 41, no.6, pp.: 753-764
- CARROLL, CH. (1992): The buffer-stock theory of saving: some macroeconomic evidence, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, pp.: 61-156.
- CARROLL, CH., y A. SAMWICK (1997): The nature of precautionary wealth, *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, pp. 41-71.
- CARRUTH, A., DICKERSON, A. y A. HENLEY (2000): What do we know about investment under uncertainty?, *Journal of Economic Survey*, vol. 14, pp.: 119-53.
- CHEN, X., LIN, SH. y R. REED (2005): *Another look at what to do with time-series cross-section data*, Oklahoma University working paper.
- COCHRANE, J. (1991): A simple test of consumption insurance, *Journal of Political Economy*, vol. 99, pp.: 957-976.
- DARDANONI, V. (1991): Precautionary savings under income uncertainty: a cross-sectional analysis, *Applied Economics*, vol. 23, pp.: 153-160.
- DEATON, A. (1991): Saving and liquidity constraints, *Econometrica*, vol. 59, pp.: 1221-48.
- DEJUAN, J., y M.J. LUENGO-PRADO (2006): Consumption and aggregate constraints: international evidence, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 68, no. 1, pp.: 81-99.
- DICKEY, D.A. y W.A. FULLER (1979): Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp.: 427-31.
- DYNAN, K. (1993): How prudent are consumers?, *Journal of Political Economy*, vol. 101, no. 6, pp.: 1104-1113.
- ENGLE, R. (1982): Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, *Econometrica*, vol. 50, pp.: 987-1007.

- FRIEDMAN, M. (1957): *Theory and Consumption*, Princeton University Press, Princeton.
- GREEN, W.H. (2008): *Econometric Analysis*, sixth edition, Pearson Education, Upper Saddle River, New Jersey.
- GUARIGLIA, A. (2001): Saving behavior and earnings uncertainty: evidence from the British Household Panel Survey, *Journal of Population Economics*, vol. 14, pp.: 619-34.
- GUARIGLIA, A., y B.Y. KIM (2003): The effects of consumption variability on saving: evidence from a panel of muscovite households, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 63, no. 3, pp.: 357-377.
- GUIISO, L., JAPPELLI, T., y D. TERLIZZESE (1992): Earnings uncertainty and precautionary saving, *Journal of Monetary Economics*, vol. 30, pp.: 307-37.
- HAHM, J.H. (1999): Consumption growth, income growth and earnings uncertainty: simple cross-country evidence, *International Economic Journal*, vol. 13, no. 2, pp.: 39-58.
- HAHM, J.H. y D. STEIGERWALD (1999): Consumption adjustment under time-varying income uncertainty, *Review of Economics and Statistics*, vol. 81, no. 1, pp.: 32-40.
- HALL, R.E. (1978): Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence; *Journal of Political Economy*, vol. 86, pp.: 971-88.
- HUIZINGA, J. (1993): Inflation uncertainty, relative price uncertainty and investment in U.S. manufacturing, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 25, pp.: 521-49.
- KAZAROSIAN, M. (1997): Precautionary savings. A panel study, *Review of Economics and Statistics*, vol. 79, no. 2, pp.: 241-247.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P, SCHMIDT, P. y Y. SHIN (1992): Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root, *Journal of Econometrics*, vol. 54, pp.: 159-78.
- LELAND, H. (1968): Saving and uncertainty: the precautionary demand for saving, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 82, pp.: 465-72.
- LUSARDI, A., (1998): On the importance of the precautionary saving motive, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, vol. 88, pp.: 449-53.
- LYHAGEN, J. (2001): The effect of precautionary saving on consumption in Sweden, *Applied Economics*, vol. 33, pp.: 673-81.
- MACKINNON, J. (1996): Numerical Distribution Functions for unit root and cointegration tests, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11, pp.: 601-18.
- MENEGATTI, M. (2007): Consumption and uncertainty: a panel analysis in Italian regions, *Applied Economics Letters*, vol. 14, pp.: 39-42
- MENEGATTI, M. (2010): Uncertainty and consumption: new evidence in OECD countries, *Bulletin of Economic Research*, vol. 62, no. 3, pp.: 227-42.
- 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.
- NUÑEZ, J.A. (2010): Un contraste directo de la hipótesis de renta permanente. Evidencia con datos de las Comunidades Autónomas Españolas, *Revista de Estudios Regionales*, vol. 88, pp.: 91-110.

- PESARAN, M.H. (2004): *General diagnostic test for cross section dependence in panels*, Cambridge working papers in economics no. 0435, Faculty of Economics, University of Cambridge,
- PISCHKE, J. (1995): Individual income, incomplete information and aggregate consumption, *Econometrica*, vol. 63, pp.: 805-840.
- PHILLIPS, P. y P. PERRON (1988): Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, vol. 75, pp.: 335-46.
- QUAGLIARIELLO, M. (2009): Macroeconomic uncertainty and banks' lending decisions: the case of Italy, *Applied Economics*, vol. 41, no.3, pp.: 323-336.
- SANDMO, A. (1970): The effect of uncertainty on saving decisions, *Review of Economic Studies*, vol. 37, pp.: 353-60.
- SERVEN, L. (2003): Real-exchange-rate and private investment in LDC's. *Review of Economics and Statistics*, vol. 85, no. 1, págs.: 212-18.
- SKINNER, J. (1988): Risky income, life cycle consumption and precautionary savings, *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, pp.: 237-55.
- STARR-MCCLUER, M. (1996): Health insurance and precautionary savings, *American Economic Review*, vol. 86, no.1, pp.: 285-95.
- WOOLDRIDGE, J. (2002): *Econometrics analysis of cross section and panel data*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- ZIVOT, E., y W.K. ANDREWS (1992): Further evidence of the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, pp.: 251-70.

