

Un contraste directo de la hipótesis de renta permanente. Evidencia con datos de las Comunidades Autónomas Españolas

A direct test of the Permanent Income Hypothesis. Some evidence from Spanish regional data

J. Aníbal Núñez Carrasco
Universidad de Málaga

Recibido, Noviembre de 2007; Versión final aceptada, Marzo de 2009.

PALABRAS CLAVE: Consumo, Hipótesis de Renta Permanente, Datos regionales españoles.

KEYWORDS: Consumption, Permanent Income Hypothesis, Spanish regional data

Clasificación JEL: E20, E21, R10

RESUMEN

El objetivo de este trabajo consiste en contrastar la Hipótesis de la Renta Permanente con datos de las Comunidades Autónomas españolas para el período 1980-2003. Utilizando el enfoque directo propuesto por Kormendi y LaHaye (1987), pretendemos ver si los datos respaldan la idea de que una innovación en la renta provoca una revisión en el consumo de igual tamaño que la revisión en la renta permanente. Los resultados obtenidos apoyan la predicción anterior en un sentido débil.

ABSTRACT

The aim of this paper is to provide some evidence on the Permanent Income Hypothesis, using Spanish regional data over the period 1980-2003. Following a direct approach first proposed by Kormendi and LaHaye (1987), we want to test whether the data support the idea that an income innovation triggers a revision in consumption equal to the revision in permanent income. The empirical results confirm the latter prediction in a weak sense.

Agradecimientos: Una versión preliminar de este documento fue presentada en el XI Encuentro de Economía Aplicada, celebrado en Salamanca en junio de 2008, en la XXII Reunión Anual ASEPELT, celebrada en Barcelona en junio de ese mismo año, y en el 14º Congreso de la Asociación Portuguesa de Ciencia Regional (APDR), que tuvo lugar en la ciudad de tomar, en julio de 2008. El autor desea agradecer a los profesores Andrés Marchante y Bienvenido Ortega las indicaciones sobre la forma de enlazar las series utilizadas, y al profesor Oscar Marcenaro su inestimable ayuda informática. Este trabajo se ha visto beneficiado por los comentarios y correcciones de tres evaluadores anónimos. No obstante, cualquier error u omisión que pueda subsistir es de mi única responsabilidad.

1. INTRODUCCIÓN

Aunque la evolución reciente de la economía española ha estado condicionada por las elevadas tasas de crecimiento del sector de la construcción¹, el consumo privado sigue representando la mayor proporción del PIB. Comprender el comportamiento de esta última rubrica del gasto agregado es importante no sólo desde una perspectiva puramente académica sino como punto de partida para conocer también las implicaciones que se derivan para la política económica.

De entre los distintos modelos de comportamiento del consumidor, tomamos la Hipótesis de la Renta Permanente (HRP) como punto de referencia teórico. Formulada inicialmente por Friedman (1957) esta teoría postula que los hogares basan sus decisiones de consumo presente no en la renta recibida en el periodo sino en el valor descontado de los flujos de renta que esperan derivar de su capital humano y no humano. Bajo ciertos supuestos, se puede demostrar que:

$$C_{it} = Y_{it}^P \quad (1),$$

donde C_{it} es el consumo del hogar i -ésimo en el momento t e Y_{it}^P es su renta permanente. Si adicionalmente suponemos que los agentes forman sus expectativas de manera racional, podemos obtener dos implicaciones inmediatas. La primera de ellas, derivada por Hall (1978), establece que la evolución del consumo en el tiempo se puede describir mediante un paseo aleatorio, es decir, que la mejor predicción que podemos hacer del consumo futuro es el consumo presente, salvo por un error puramente aleatorio. La segunda implicación, planteada por Flavin (1981), indica que el tamaño de la revisión en el consumo motivada por una innovación en la renta ha de ser igual al tamaño en la revisión de la renta permanente provocada por esa misma innovación. Más en concreto, si aceptamos que (1) es una descripción satisfactoria del comportamiento de los consumidores, entonces será cierto que $\Delta C_{it} = \Delta Y_{it}^P = \xi_{it}$, donde ξ_{it} es la revisión de la renta permanente asociada a un cambio en el conjunto de información disponible para los agentes o, si se quiere, a un cambio sobre las expectativas de renta presente y futuras.

Siguiendo a Galí (1991), dos enfoques se han adoptado en la literatura para contrastar la validez de la Teoría de la Renta Permanente del consumo con expectativas racionales (HRP-ER, en lo que sigue). El primero de ellos, que podemos catalogar como indirecto, se basa en el análisis de la ratio:

$$\psi \equiv \left[\frac{\text{Var}(\Delta c)}{\text{Var}(\xi)} \right]^{1/2}$$

1 Véase Malo de Molina (2007), págs. 23 a 25.

que relaciona la volatilidad de las variaciones en el consumo con la variabilidad de las revisiones en la renta permanente. Si valores de ψ inferiores a uno indican que la evolución del consumo es demasiado suave en relación con los cambios de la renta permanente, valores superiores a uno pondrían de manifiesto la existencia de un problema de exceso de variabilidad del consumo. Resulta por tanto evidente que, en este enfoque, es necesario obtener una estimación de la varianza de la revisión en la renta permanente. Dos líneas de investigación alternativas se han planteado para estimar consistentemente esa varianza. En la primera de ellas, basada en el análisis univariante del proceso de generación de datos de la renta, se asume como supuesto fundamental que para predecir la renta futura el hogar dispone de un conjunto de información limitado a valores presentes y pasados de la renta. La varianza de la revisión en la renta permanente sería proporcional a la varianza del residuo que resulta de estimar un proceso lineal para la renta, con un factor de proporcionalidad que dependerá del tipo de interés real de la economía (que en el análisis empírico habremos de suponer dado), y de los coeficientes estimados AR y/o MA de dicho proceso univariante².

Como alternativa al análisis univariante, West (1988) y Campbell y Deaton (1989) postulan que, en general, los hogares disponen de un conjunto de información más amplio que el que observa el econométra, no estando limitado únicamente a valores presentes y pasados de la renta. La verdadera revisión de la renta permanente es mucho más pequeña para el hogar que la aproximada por el analista a través del residuo de un proceso ARMA. En consecuencia, las familias actualizarán su renta permanente y su consumo en una cuantía mucho menor, conduciendo ello a valores de ψ inferiores a uno y rechazándose el modelo HRP-ER por detectarse fenómenos de exceso de suavidad en el consumo.

En general, tanto los trabajos basados en el análisis univariante (e.g. Flavin (1981), Deaton (1987), Diebold y Rudebush (1991)) como los basados en conjuntos de información no restringidos (e.g. West (1988), Campbell y Deaton (1989), Flavin (1993)) rechazan la Teoría de la Renta Permanente por encontrar que la variabilidad del consumo es muy inferior a la que sería consistente con el modelo teórico.

Como alternativa al análisis indirecto, tanto en su versión univariante como multivariante, el enfoque directo pretende contrastar la igualdad entre la propen-

2 La principal limitación que presenta este tipo de análisis reside en que la estimación de la varianza del cambio en la renta permanente está seriamente condicionada por el orden de integración que supongamos presenta la renta del hogar. Así, si suponemos que esa renta tiene una tendencia determinista, ψ toma un valor superior a uno, es decir, el consumo sería excesivamente sensible, mientras que si asumimos para la renta del hogar una tendencia estocástica, entonces la ratio anterior toma un valor inferior a la unidad, registrándose lo que Deaton (1987) denomina como exceso de suavidad en el consumo.

sión marginal a consumir a partir de una innovación en la renta del periodo (β) y la propensión marginal a revisar la renta permanente a partir de esa misma innovación (χ), para datos de distintos países. Utilizando un procedimiento en dos etapas, Bilson (1980) fue el primero en estimar β junto a un conjunto de valores de χ para diferentes tipos de interés, que se han de suponer dados. Con datos de EEUU, Alemania y el Reino Unido, este autor no pudo rechazar la hipótesis nula de que β era igual a χ , es decir, los datos parecían apoyar esta implicación derivada de la Teoría de la Renta Permanente. Por su parte Weissenberger (1986), con datos de Alemania y el Reino Unido, indica que esta predicción del modelo teórico sólo es respaldada empíricamente si suponemos que los hogares enfrentan unos tipos de interés arbitrariamente elevados. Utilizando un conjunto amplio de países, Kormendi y LaHaye (1987) encuentran apoyo suficiente para la teoría del consumo que estamos considerando mientras que DeJuan y Seater (1997) y Dawson *et al.* (2001) obtienen resultados contrapuestos, a saber, con datos de países industrializados no pueden rechazar el modelo de Renta Permanente mientras que con datos de países subdesarrollados la HRP-ER es claramente refutada. Aun cuando la existencia de restricciones de liquidez explicaría el rechazo que experimenta la teoría con países subdesarrollados, los autores indican que son las notables diferencias en la calidad de los datos utilizados lo que explica esa aparente paradoja.

Para evitar justamente el efecto de la diferente calidad de los datos entre distintos países así como cualquier otro problema de omisión de variables relevantes, han surgido recientemente estudios que utilizan datos regionales. En este sentido, DeJuan (2003) con datos regionales británicos, y DeJuan *et al.* (2004) con datos estatales de EEUU, encuentran apoyo empírico para la Teoría de la Renta Permanente mientras que DeJuan *et al.* (2006) con datos de los landers alemanes, y DeJuan *et al.* (2008), con datos de las provincias canadienses, rechazan el modelo. En estos dos últimos casos, la respuesta asimétrica del consumo ante innovaciones positivas y negativas de la renta les lleva a considerar que las decisiones de gasto de las familias en estos países están seriamente condicionadas por la existencia de restricciones de liquidez.

El presente trabajo se enmarca justamente en esta última línea de investigación. Pretendemos contrastar la validez de la Teoría de la Renta Permanente utilizando datos regionales de España para el periodo 1980-2003. Para ello se adopta un enfoque directo en el que, para cada región, se estima conjuntamente un modelo ARIMA para la renta de los hogares y una ecuación que describe la relación entre la revisión del consumo y la innovación en la renta. El modelo univariante estimado se utiliza para cuantificar la magnitud de la revisión en la renta permanente asociada a una innovación en la renta del periodo. Bajo la HRP-ER, la innovación en la renta debería conducir a una revisión en el consumo que es igual o está al menos positivamente relacionada con la revisión en la renta permanente. Los resultados obtenidos respaldan esta predicción.

El apoyo que nuestros datos ofrecen a la HRP-ER está en línea con los resultados de DeJuan (2003) para el Reino Unido y DeJuan *et al.* (2004) para los Estados Unidos, y con los obtenidos por DeJuan y Luengo-Prado (2006). Estos últimos autores, utilizando datos regionales de varios países desarrollados, entre ellos España, contrastan la validez del modelo teórico que nos ocupa desde un punto de vista diferente al nuestro. Apoyándose en Hall (1978) realizan un contraste estándar de exceso de sensibilidad del consumo ante cambios retardados en la renta y encuentran que, tras descontar el efecto de las fluctuaciones agregadas de la economía, la variación retardada de la renta regional tiene escasa o nula capacidad predictiva sobre la variación del consumo regional, tal como predice el modelo³. Esto indicaría que las economías regionales dentro de cada país constituyen auténticas economías abiertas, con un elevado nivel de integración económica y financiera, en las que los hogares pueden suavizar intertemporal e interterritorialmente la evolución del consumo sin que éste muestre signos de dependencia respecto a cambios previamente conocidos en la renta⁴.

Del apoyo a la HRP-ER se siguen dos implicaciones inmediatas que son de interés en el contexto económico actual. Por un lado, si los hogares se comportan tal como predice el modelo teórico que estamos considerando, cualquier rebaja impositiva que tenga un carácter transitorio y anticipado habrá de tener escasos efectos expansivos sobre el gasto agregado de la economía. Por otro lado, si las familias gestionan óptimamente su conjunto de información, las caídas futuras esperadas en la renta habrán de ser anticipadas por incrementos en las tasas de ahorro de los hogares.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección que sigue se hace un rápido repaso de la Teoría de la Renta Permanente y de las implicaciones contrastables que se derivan de la misma. En el apartado tercero se presentan los datos y en el cuarto se muestran los resultados empíricos. Concluimos con un breve resumen de lo expuesto en las secciones anteriores.

- 3 Aunque DeJuan y Luengo-Prado (2006) y nosotros estudiamos el mismo modelo teórico con datos regionales, lo hacemos desde dos enfoques distintos. Ellos realizan un contraste de exceso de sensibilidad del consumo ante variaciones anticipadas en la renta, siguiendo a Hall (1978). Nosotros en cambio contrastamos si se producen variaciones del consumo ante variaciones no anticipadas en la renta y si lo hace en la cuantía prevista por la teoría, y lo hacemos siguiendo a Flavin (1981). Sobre la diferencia entre ambos planteamientos puede consultarse Deaton (1992, cap. 3).
- 4 Existen trabajos recientes para la economía española que contrastan la HRP-ER mediante análisis de exceso de sensibilidad con datos de panel microeconómicos. En general, el rechazo del modelo teórico depende de que se tenga o no en cuenta la separabilidad entre distintas categorías de bienes, de cuál sea la etapa del ciclo económico y de que en la segmentación muestral se excluyan los hogares con persona de referencia en situación de desempleo, (véase Pou *et al.* (2006) y Alegre y Pou (2007)). No obstante su interés, dado el distinto enfoque teórico y la diferente naturaleza de los datos y de la metodología econométrica utilizada, creemos que los resultados no son estrictamente comparables con los que aquí ofrecemos.

2. CONSUMO Y RENTA PERMANENTE. EL MODELO TEÓRICO

Las implicaciones empíricamente contrastables de la Teoría de la Renta Permanente se pueden derivar a partir del siguiente modelo, (véanse Flavin (1981), Deaton (1992) y DeJuan *et al.* (2006)):

$$C_{it} = Y_{it}^P \quad (1)$$

$$Y_{it}^P = rW_{it} + \frac{r}{(1+r)} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^j} E_{it}(Y_{i,t+j}) \quad (2)$$

$$W_{it} = (1+r)W_{i,t-1} + Y_{i,t-1} - C_{i,t-1} \quad (3)$$

La ecuación (1) establece que el consumo C_t es igual a la renta permanente del hogar, Y_t^P . La ecuación (2) define esta última como la suma del valor anual descontado de la riqueza no humana W_t y del valor presente descontado de la renta laboral futura esperada, $E_t(Y_{t+j})$. E_t es el operador de expectativas condicionadas a la información disponible para el hogar en el momento t . Finalmente, la ecuación (3) recoge la restricción periodo a periodo que rige la evolución en el tiempo de la riqueza. Por simplicidad estamos suponiendo que los agentes toman sus decisiones de consumo maximizando una función de utilidad cuadrática, que el tipo de interés real es igual a la tasa de preferencia temporal del hogar (de ahí que el factor de proporcionalidad entre consumo y renta permanente sea la unidad), que la renta Y_t es exógena en relación con la decisión de consumo de la familia y que el consumo no presenta ningún componente transitorio. Dados estos supuestos y siguiendo a Flavin (1981), la primera diferencia de la ecuación (1) será:

$$\Delta C_{it} = \Delta Y_{it}^P = \frac{r}{(1+r)} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^j} (E_{it} - E_{i,t-1}) Y_{i,t+j} \quad (4)$$

La ecuación (4) indica que la magnitud de la revisión en el consumo debería ser igual al tamaño de la revisión en la renta permanente en respuesta a la nueva información disponible sobre la senda futura esperada de la renta del hogar, representada por $(E_{it} - E_{i,t-1}) Y_{i,t+j}$. Se pone de manifiesto asimismo que el consumo sólo varía ante cambios en la renta permanente, que esos cambios son provocados por nueva información sobre la evolución de la renta futura, y que son ortogonales a toda la información conocida con anterioridad.

Para poder contrastar la proposición (4) necesitamos expresar la revisión de la renta permanente como función de la innovación en alguna variable observable. Siguiendo a Bilson (1980), supondremos que la renta sigue un proceso estocástico lineal. Es decir, más formalmente, asumiremos que ΔY_{it} sigue un proceso ARMA univariante:

$$(1 - a_{i1}L - a_{i2}L^2 - \dots)\Delta Y_{it} = (1 + b_{i1}L + b_{i2}L^2 + \dots)\varepsilon_{it} \quad (5)$$

donde $\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{i,t-1}$, L es el operador de retardos, a_{ij} son los parámetros de la parte autorregresiva del modelo, b_{ij} los parámetros de la media móvil, y ε_{ij} la innovación en la renta del periodo. Dada la ecuación (5), la fórmula que relaciona la revisión de la renta permanente ΔY_{it}^P con la innovación en la renta del periodo es (véase Flavin, 1981):

$$\Delta Y_{it}^P = \frac{1 + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{b_{ij}}{(1+r)^j}}{1 - \sum_{j=1}^{\infty} \frac{a_{ij}}{(1+r)^j}} \varepsilon_{it} = \chi_i(r, b_i, a_i) \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Para un proceso estocástico supuesto para la renta y un tipo de interés real, χ_i es el factor de proporcionalidad que mide el tamaño de la revisión de la renta permanente asociado a una realización de la innovación en la renta del periodo ε_{it} .

El enfoque directo en la contrastación de la HRP-ER consiste en estimar para cada región el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned} A_i(L)\Delta Y_{it} &= B_i(L)\varepsilon_{it} \\ \Delta C_{it} &= \beta_i \varepsilon_{it} + \eta_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

tanto sin restringir como restringido por la siguiente ecuación no lineal:

$$\beta_i = \frac{1 + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{b_{ij}}{(1+r)^j}}{1 - \sum_{j=1}^{\infty} \frac{a_{ij}}{(1+r)^j}} = \chi_i(r, b_i, a_i) \quad (8),$$

siendo β_i la propensión marginal a consumir a partir de una innovación en la renta y η_{it} un término de perturbación aleatoria de media cero. En el sistema de ecuaciones, la primera ecuación especifica el proceso estocástico seguido por la renta, la segunda ecuación describe la relación entre la revisión del consumo y una innovación en la renta, y la ecuación (8) recoge la restricción interecuaciones que se

ha de satisfacer si la HRP-ER es una descripción correcta del comportamiento del consumidor. Para contrastar la hipótesis nula $\beta_i = \chi_i$ utilizaremos un estadístico LR de razón de verosimilitudes. Si no conseguimos rechazar esta hipótesis, concluiremos que la respuesta del consumo ante una innovación en la renta es consistente con la predicción de nuestro modelo teórico, es decir, la propensión marginal a consumir a partir de una innovación en la renta (β) es igual a la propensión marginal a revisar la renta permanente (χ) en respuesta a la misma innovación.

Antes de concluir esta sección hemos de indicar que las limitaciones impuestas por los datos disponibles y por los supuestos simplificadores adoptados hacen que el contraste de la hipótesis $\beta_i = \chi_i$ sea excesivamente restrictivo. Como repetidamente recogen DeJuan y Seater (1997), DeJuan (2003) y DeJuan *et al.* (2004, 2006, 2008), la variable de renta que se considera en el modelo teórico es la renta laboral. Ahora bien, no existen datos regionales disponibles para la misma, de forma que se ha de aproximar mediante la renta disponible de la familia. Aun cuando ambas medidas están muy correlacionadas, cualquier desviación de una relación uno a uno podría provocar que β_{it} no sea igual a χ_i . En segundo lugar, la variable consumo C_{it} debería circunscribirse al consumo real per capita de los hogares, con exclusión de las adquisiciones de nuevos bienes de consumo duraderos y teniendo en cuenta el flujo de servicios imputable al stock de bienes duraderos ya existentes. Estos datos no existen para la economía española a nivel regional, de forma que aproximaremos C_{it} mediante el gasto en bienes de consumo. Ello puede sesgar la estimación de β_i a la baja ya que, tal como indican Bernanke (1985) y Abel (1990), la existencia de costes de ajuste convexos en los bienes duraderos puede llevar a la observación de que el consumo es menos sensible a la innovación en la renta que lo predicho por la teoría. En tercer lugar, hemos supuesto que las familias predicen su renta futura únicamente a partir de valores presentes y pasados de la misma, y que el conjunto de información disponible por aquéllas coincide con el que tiene el econométra. Kormendi y LaHaye (1987), West (1988), Quah (1990) y Flavin (1993) han insistido en el hecho de que probablemente el conjunto de información de los hogares es mucho más amplio, de forma que la variable innovación en la renta ϵ_{it} está obtenida con un notable error de medida que podría sesgar de nuevo la estimación de β_i . En cuarto lugar, la identificación del factor de proporcionalidad χ_i se realiza suponiendo un valor dado para el tipo de interés real de la economía, que permanece constante en el tiempo. Si este valor es excesivamente alto o bajo, se podría sesgar la estimación en sentido opuesto. Por último, en la ecuación (1) hemos supuesto que el consumo transitorio es cero. Si ese consumo transitorio existe (por shocks en las preferencias) y está positivamente correlacionado con la innovación en la renta, entonces el consumo aparecerá como excesivamente sensible a la innovación, es decir, la estimación de β_i podría estar sesgada al alza. Todas estas son razones que nos llevan a plantear el contraste de la HRP-ER en dos versiones, una débil, que

exigiría que entre β_i y χ_i exista únicamente una relación positiva, y otra fuerte, que establece que la relación entre esos dos parámetros ha de ser de identidad.

3. DATOS

Los datos utilizados en este trabajo abarcan el periodo muestral 1980-2003 y proceden de la Contabilidad Regional de España (CRE), bases 1980, 1986, 1995, 2000, facilitada por el INE⁵. Como medida de consumo se ha utilizado el gasto en consumo final privado mientras que como variable representativa de la renta se ha empleado la renta bruta disponible de los hogares. Estas magnitudes se han expresado en términos per capita, dividiéndolas por las correspondientes estimaciones intercensales de población. Adicionalmente, han sido deflactadas con el índice de precios al consumo de cada comunidad autónoma y expresadas en logaritmos naturales para los cálculos posteriores. El tipo de interés real medio de la economía española se ha obtenido en términos *ex post*, como diferencia entre el tipo de interés nominal a largo plazo y la tasa de inflación esperada. Esta última, al ser una variable no observable, se ha aproximado mediante la tasa de inflación medida por el crecimiento anual del Índice de Precios al Consumo, índice general, bases 1983, 1992 y 2001. Respecto al tipo de interés nominal a largo plazo, dado que no existe una única serie homogénea para el periodo de estudio, se ha procedido a utilizar dos series enlazadas. Para el periodo 1980-1992 se han utilizado datos del rendimiento interno de la deuda pública del Estado con vencimiento a más de dos años, facilitado por el Banco de España (1986, 1987 y 1999). Para el periodo 1993-2003 se ha empleado el rendimiento de la deuda del Estado a diez años, disponible en Banco de España (2008)⁶.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

Como primer paso de nuestro análisis, hemos de estudiar el orden de integración de las variables renta y consumo. En nuestro trabajo este estudio previo responde a una doble motivación. Por un lado, es conocido (Stock y Watson (1988); Nelson y Plosser (1992)) que cuando las variables utilizadas en el análisis

5 En el proceso de enlace de las series de renta y consumo se ha seguido lo expuesto en Marchante y Ortega (2006).

6 La solución adoptada para obtener la serie de tipos de interés nominales a largo plazo cuenta con antecedentes en otros trabajos empíricos de la economía española, por ejemplo, Ballabriga y Sebastián (1993), Esteve y Tamarit (1994), Bajo y Esteve (1998) y Bajo *et al.* (2004).

de regresión muestran un comportamiento tendencial, es necesario convertirlas en estacionarias para evitar cualquier problema de regresiones espurias. Ahora bien, la forma de conseguir esa estacionariedad es distinta, dependiendo de que las series presenten una tendencia determinista o una tendencia estocástica. En el primer caso basta con extraer la tendencia determinista de la serie original. En el segundo caso, la diferenciación es el procedimiento correcto a aplicar para hacer las series estacionarias. La segunda razón que nos obliga a estudiar el orden de integración reside en el hecho de que la fórmula de la revisión de la renta permanente provocada por una innovación en la renta del periodo es ligeramente diferente, dependiendo de que la renta tenga una tendencia determinista o estocástica, véase DeJuan y Seater (1997).

Inicialmente hemos utilizado el contraste de raíces unitarias Dickey-Fuller Aumentado (ADF) propuesto por Said y Dickey (1984), siguiendo una metodología de lo general a lo particular propuesta por Hall (1994) para elegir el número de retardos del polinomio autorregresivo presente en este tipo de contrastes. En la aplicación de este procedimiento, seleccionamos un número máximo de retardos p y analizamos la significación estadística del último de ellos. Si este último resulta ser significativo, lo seleccionamos como número de retardos adecuado para implementar el contraste ADF; si no lo es, reducimos el número de retardos en una unidad hasta que el último incluido sea significativo. Si ningún retardo muestra significación, entonces fijamos $p=0$, es decir aplicamos el contraste DF. Para establecer el número máximo de retardos p utilizamos la regla $T^{1/3}$ (donde T es el número de observaciones disponibles) de Said y Dickey (1984); en nuestro caso ese valor inicial se fijó en 3⁷.

Los resultados del estudio del orden de integración de las series aparecen recogidos en el Cuadro 1. Para los niveles de significación habituales, la hipótesis nula de raíz unitaria en las series de renta disponible y consumo no se puede rechazar en 10 de los 18 casos, mientras que en los 8 casos restantes las series tendrían un comportamiento estacionario en torno a una tendencia determinista. Esto último contrasta abiertamente con los resultados de DeJuan (1993) y DeJuan *et al.* (2004, 2006, 2008) con datos de Reino Unido, Estados Unidos, Alemania y Canadá, donde la evidencia se inclina abrumadoramente a favor de la hipótesis de no estacionariedad. Ahora bien, este primer resultado para las regiones españolas ha de ser aceptado con las debidas precauciones. Es conocido que el contraste ADF, cuando se aplica a series de pequeño tamaño, genera rechazos espurios de la hipótesis nula puesto que el tamaño real del contraste se sitúa notablemente por encima de su tamaño nominal. Recordemos que los datos españoles abarcan un

7 Siguiendo la práctica habitual en la literatura sobre análisis de raíces unitarias en series de output per capita, hemos introducido como estructura determinista una constante y una tendencia lineal.

CUADRO 1
CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS PARA LAS SERIES DE RENTA Y CONSUMO

Región	C ¹			Y ¹		
	ADF ²	DF-GLS ³	KPSS ⁴	ADF ²	DF-GLS ³	KPSS ⁴
Andalucía	-4.45*	-2.205	0.214*	-3.43**	-2.288	0.175*
Aragón	-4.64*	-1.754	0.180*	-2.03	-1.888	0.125**
Asturias (Principado de)	-4.24*	-1.824	0.163*	-3.66*	-1.845	0.176*
Baleares (Islas)	-3.22	-2.025	0.146**	-0.08	-0.764	0.142**
Canarias	-3.12	-2.265	0.197*	-2.48	-2.901	0.167*
Cantabria	-3.24	-1.737	0.174*	-5.20*	-1.984	0.222*
Castilla y León	-4.92*	-1.838	0.201*	-2.60	-2.469	0.144**
Castilla-La Mancha	-2.44	-1.482	0.147**	-1.74	-2.037	0.130**
Cataluña	-3.21	-1.779	0.165*	-2.16	-1.582	0.126**
Comunidad Valenciana	-3.72*	-2.256	0.191*	-3.93*	-2.021	0.168*
Extremadura	-3.36**	-1.812	0.186*	-3.04	-1.748	0.134**
Galicia	-8.73*	-1.983	0.229*	-3.27**	-1.665	0.132**
Madrid (Comunidad de)	-3.62**	-2.301	0.201*	-3.41**	-1.919	0.164*
Murcia (Región de)	-3.11	-1.704	0.152*	-1.77	-1.482	0.133**
Navarra (Comunidad Foral de)	-3.17	-1.319	0.139**	-2.16	-1.096	0.132**
País Vasco	-3.10	-1.813	0.145**	-6.79*	-1.682	0.185*
Rioja	-2.52	-1.766	0.140**	-2.30	-1.784	0.132**
Ceuta y Melilla ⁵	-2.85	-1.943	0.154*	-6.64*	-2.216	0.208*

Notas:

(1) C: Logaritmo del consumo privado real per capita. Y: Logaritmo de la renta familiar bruta disponible real per capita.

(2) Contraste de raíces unitarias de Dickey y Fuller aumentado, en el que el número de retardos de la primera diferencia 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 3 y se utiliza el valor crítico del 5% de una distribución normal para valorar la significación estadística del último retardo. Los valores críticos del contraste de raíces unitarias se obtienen de Cheung y Lai (1995a).

(3) Versión modificada del contraste ADF, propuesto por Elliott *et al.* (1996), en el que las series son transformadas mediante regresiones GLS. Se selecciona el número de retardos que minimiza el MAIC, de Ng y Perron (1991). Los valores críticos del contraste se obtienen siguiendo el procedimiento de Cheung y Lai (1995b).

(4) Contraste de raíces unitarias de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992). Los valores críticos para muestras finitas se obtienen de Sephton (1995).

(5) Los datos de renta familiar disponible para Ceuta y Melilla abarcan solamente el periodo 1986-2003. Los asteriscos * y ** denotan niveles de significación marginal del 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

periodo muestral muy reducido, desde 1980 hasta 2003. Si exceptuamos el caso británico, con el mismo número de observaciones temporales que nosotros (período muestral 1971-1994) y el caso alemán, con 27 datos que se extienden desde 1970 hasta 1997, en los otros dos trabajos el recorrido temporal es notablemente superior (el estudio norteamericano utiliza 45 observaciones que van desde 1953 hasta 1998 y el canadiense 35, que cubren el periodo 1961-1996), lo que puede explicar que en esos casos no se rechace la hipótesis de no estacionariedad⁸. Adicionalmente, cuando se utiliza un enfoque de lo general a lo particular para elegir el número de retardos en el contraste ADF, es habitual incurrir en especificaciones que están sobreparametrizadas, haciendo que el test sea poco eficiente.

Para salvar las limitaciones del contraste ADF y dilucidar con mayor claridad cuáles son las características de integración de las series que estamos considerando, se han realizado dos contrastes adicionales. El primero de ellos es el contraste de Dickey-Fuller-Mínimos Cuadrados Generalizados (DF-GLS) propuesto por Elliott *et al.* (1996) en el que, para elegir el número de retardos de la variable endógena, se ha seguido el enfoque de minimización de un criterio de información; en concreto se ha elegido el número de retardos que minimiza el Criterio de Información de Akaike Modificado (MAIC), propuesto por Ng y Perron (2001)⁹. Los resultados de este segundo contraste, también recogidos en el Cuadro 1, muestran con claridad que no podemos rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad para las series de renta disponible y consumo; probablemente algunos de los rechazos que se producían con el test ADF suponían un error Tipo I. Finalmente, para complementar los resultados de los dos contrastes anteriores, hemos aplicado el test de estacionariedad de Kwiatkowski *et al.* (1992), KPSS. En todos los casos es posible rechazar la hipótesis nula de estacionariedad para las series que nos interesan.

Por tanto, considerados en conjunto, los tests empleados indican que la renta disponible y el consumo regionales en España son variables no estacionarias,

- 8 Deaton (1992, cap.4) insiste en la similitud entre los procesos tendencialmente estacionarios y los procesos estacionarios en diferencias, y en la necesidad de contar con un gran número de observaciones para poder distinguirlos: "Si el plazo de tiempo fuera suficientemente largo, los dos procesos parecerían muy distintos, pero son tan parecidos que el largo plazo es realmente muy largo, mucho más que los periodos de tiempo de los que existen datos" (pág. 132 de la edición en español publicada por Alianza Editorial en 1995 bajo el título *Consumo*).
- 9 El Criterio de Información de Akaike Modificado se creó con el propósito de seleccionar modelos con un número elevado de retardos cuando los datos indicaban la presencia de una raíz de elevado módulo en la parte MA del modelo, evitándose de esta forma distorsiones en el tamaño del contraste. Por el contrario, cuando la raíz está presente en la parte AR este criterio de información tiende a favorecer especificaciones parsimoniosas, evitando una innecesaria pérdida de potencia en el contraste, Ng y Perron (2001). Dada la reducida dimensión temporal de los datos disponibles, esta última característica lo hace especialmente recomendable para nuestro trabajo.

siendo necesario emplear en el análisis que sigue especificaciones en primeras diferencias.

Para estimar el sistema de ecuaciones (7) es necesario suponer que la primera diferencia de la renta evolucionaba de acuerdo con un determinado proceso ARMA. Para cada región se realizó un análisis previo de identificación del proceso generador de datos y se ajustó un modelo AR(2) para la primera diferencia de la renta disponible regional. El coeficiente obtenido para el segundo retardo presentaba una media de 0,079 y sólo era significativo para la Comunidad de Ceuta y Melilla. En cambio, el primer retardo ofrecía una media de 0,187 y resultaba significativo en seis comunidades autónomas. Dado este resultado, así como el reducido número de observaciones disponibles y para facilitar la comparación con otros trabajos similares al nuestro, decidimos imponer a la primera diferencia de la renta la especificación más escueta, a saber, supusimos que seguía un proceso AR(1). No obstante, para comprobar la robustez de los resultados, también se estimó el sistema de ecuaciones suponiendo que la renta seguía un proceso ARIMA(2,1,0). Como se verá mas abajo, los resultados no varían significativamente de una especificación a otra.

Finalmente, para derivar el valor de la restricción (8) fue necesario imponer un determinado tipo de interés real. En la literatura de referencia se utilizan valores del 1, 2, 3, 6 y 10%. Nosotros, siguiendo indicaciones de un evaluador, decidimos utilizar el tipo de interés real estimado para la economía española durante el periodo 1980-2003, que fue de un 4,3%¹⁰.

Para cada región se estimó el sistema de ecuaciones (7) utilizando mínimos cuadrados no lineales. En cada caso se estimaron cuatro especificaciones (AR(1)c, AR(1)sc, AR(2)c y AR(2)sc), dependiendo del proceso generador de datos que se supusiese para la primera diferencia de la renta, y de la inclusión o no de una constante en la ecuación de consumo¹¹. El Cuadro 2 recoge las estimaciones de β y χ así como los t-ratios resultantes¹². En relación con la propensión marginal a consumir a partir de una innovación en la renta, ésta fluctúa entre 0,407 y 1,201, con un valor medio de 0,804 (modelo AR(1)sc), siendo todos los parámetros distintos de cero a los niveles habituales de significación. Es decir, los agentes revisan sus decisiones de consumo corriente ante una perturbación no anticipada en la renta del

10 También se realizaron las estimaciones con tipos de interés del 2%, 3% y 6%. En ningún caso los resultados fueron significativamente distintos de los que aquí presentamos y están disponibles a petición del lector interesado.

11 Agradecemos a un evaluador el habernos hecho notar la importancia de considerar o no una constante en la estimación de la ecuación de consumo.

12 Aun cuando en el texto principal se comenta el resultado de las cuatro especificaciones, por razones de espacio en el cuadro 2 sólo se presenta el caso AR(1)sc. El resto de las estimaciones está disponible a petición del interesado.

CUADRO 2
ESTIMACIONES DE β Y χ POR REGIONES¹

Región	β		χ		LR ²	
	Coef.	t-ratio	Coef.	t-ratio	Estad.	Nsm.
Andalucía	1.201	(4.615)	1.217	(6.510)	0.022	[0.882]
Aragón	0.836	(3.195)	0.905	(6.843)	0.076	[0.782]
Asturias (Principado de)	0.617	(3.200)	1.030	(7.443)	3.128	[0.077]
Baleares (Islas)	0.876	(3.260)	1.086	(6.041)	0.727	[0.394]
Canarias	0.805	(3.862)	0.860	(8.127)	0.038	[0.844]
Cantabria	0.769	(3.716)	0.946	(7.887)	0.492	[0.483]
Castilla y León	0.898	(3.700)	0.841	(7.439)	0.039	[0.844]
Castilla-La Mancha	0.656	(2.633)	0.985	(7.117)	1.333	[0.248]
Cataluña	0.621	(3.045)	0.915	(7.458)	1.256	[0.262]
Comunidad Valenciana	1.112	(5.150)	1.019	(7.246)	0.152	[0.697]
Extremadura	0.597	(2.544)	1.059	(6.704)	3.142	[0.076]
Galicia	1.139	(4.456)	1.271	(6.770)	0.345	[0.557]
Madrid (Comunidad de)	0.823	(4.610)	0.974	(8.305)	0.415	[0.520]
Murcia (Región de)	0.407	(2.141)	0.725	(8.747)	1.188	[0.276]
Navarra (Comunidad Foral de)	0.963	(5.138)	1.183	(8.322)	1.067	[0.302]
Pais Vasco	0.773	(3.665)	1.194	(7.142)	3.709	[0.054]
Rioja	0.534	(2.473)	0.669	(10.187)	0.175	[0.676]
Ceuta y Melilla	0.839	(4.621)	0.873	(8.899)	0.014	[0.907]
España	1.129	(4.731)	1.149	(6.826)	0.009	[0.926]

Notas:

(1) Modelo AR(1)sc en el que el sistema de ecuaciones (7) se estima suponiendo que la primera diferencia de la renta sigue un proceso AR(1) y la ecuación de consumo no tiene ordenada en el origen. El tipo de interés utilizado para identificar χ fue del 4,3%.

β es la estimación de la propensión marginal a consumir a partir de una innovación en la renta.

χ es la constante de proporcionalidad que relaciona la revisión de la renta permanente con una innovación en la renta del periodo.

(2) LR es el estadístico de razón de verosimilitudes bajo la hipótesis nula $H_0: \beta = \chi$. Entre paréntesis cuadrados se muestran los niveles de significación marginal.

Fuente: Elaboración propia.

periodo. Cuando introducimos una constante en la ecuación de consumo (modelo AR(1)c), el valor medio de β desciende hasta 0,515 y se registran cinco casos en los que el coeficiente estimado no es significativo a un nivel del 5%. Si suponemos que la primera diferencia de la renta sigue un proceso AR(2) el patrón de comportamiento es similar al que acabamos de comentar, es decir, con el modelo AR(2)sc el parámetro β registra una media de 0,853 y sólo para una región no es significativo (Murcia), mientras que con el modelo AR(2)c esa media desciende hasta 0,526 y en cinco regiones muestra bajos niveles de significación estadística. En general, la inclusión de un término independiente en la ecuación de consumo reduce tanto el valor medio del coeficiente β como la precisión de la estimación.

En cuanto a χ , la revisión de la renta permanente motivada por una innovación en la renta corriente, para la especificación AR(1)sc vemos que adopta un valor positivo que varía entre un mínimo de 0,669 para Rioja y un máximo de 1,271 para Galicia, siendo significativo en todos los casos. La inclusión de una constante en la ecuación de consumo sólo reduce ligeramente el tamaño del coeficiente pero no afecta a la significatividad de las estimaciones. En cuanto a los modelos en los que la renta sigue un proceso ARIMA(2,1,0), no se producen cambios reseñables respecto a lo que acabamos de comentar.

Como idea central de nuestro trabajo hemos de preguntarnos si β es igual a χ o si, al menos, entre ambos parámetros existe una relación positiva. Para abordar esta cuestión nos centramos en primer lugar en el estadístico LR de razón de verosimilitudes y en los correspondientes p -valores asociados. El Cuadro 2 muestra que, de las 18 regiones estudiadas, en sólo 3 casos el estadístico en cuestión es significativo, pudiéndose rechazar la hipótesis nula para Asturias, Extremadura y País Vasco a un nivel del 10%. Si atendemos a los resultados del modelo AR(1)c el rechazo de la hipótesis de igualdad de β y χ es más amplio, produciéndose para siete comunidades autónomas. Cuando analizamos los modelos AR(2)sc y AR(2)c los resultados son similares a los que acabamos de ver; para la especificación AR(2)sc el rechazo sólo se produce en dos regiones (Asturias y País Vasco) mientras que para el modelo AR(2)c el estadístico LR es significativo en cinco ocasiones. Si consideramos los datos para el conjunto de la economía española los resultados son contundentes; sea cual fuere el modelo considerado, en ningún caso es posible rechazar la hipótesis de igualdad de los parámetros que nos interesan. Por tanto, como primera aproximación hemos de indicar que la revisión del consumo provocada por una innovación en la renta es compatible con la predicción que hace la Teoría de la Renta Permanente en la mayoría de las comunidades autónomas estudiadas. No se observan cambios destacables cuando modificamos la especificación del proceso generador de datos de la renta disponible regional. La inclusión de una constante en la ecuación de consumo altera ligeramente los resultados en el sentido de aumentar el número de comunidades autónomas en las que no se acepta la

hipótesis de igualdad. En cualquier caso, el rechazo que se produce de la HRP-ER es siempre minoritario.

CUADRO 3
CONTRASTES ADICIONALES DE LA HIPÓTESIS DE RENTA
PERMANENTE¹

Modelo ²	γ_0^3	γ_1^3	R ²	Test F ⁴	Spearman ⁵
AR(1)c	-0.053 (-0.327)	0.618 (3.290)	0.251	64.14 {0.00}	0.416 [0.086]
AR(1)sc	-0.018 (-0.085)	0.833 (3.851)	0.420	10.71 {0.00}	0.484 [0.042]
AR(2)c	-0.200 (-1.083)	0.789 (3.863)	0.475	74.12 {0.00}	0.711 [0.001]
AR(2)sc	-0.171 (-0.721)	1.008 (4.397)	0.637	11.02 {0.00}	0.726 [0.001]

Notas:

(1) La estimación del modelo AR(1)sc se realiza sobre los parámetros recogidos en el cuadro 2. Los coeficientes necesarios para estimar el resto de los modelos están disponibles a petición del interesado.

(2) AR(j) indica que en la estimación del sistema de ecuaciones (7) se ha supuesto que la primera diferencia de la renta disponible sigue un proceso autorregresivos de orden j -ésimo. c [sc] indica que la ecuación de consumo del sistema (7) se ha estimado incluyendo [excluyendo] una constante.

(3) Bajo los coeficientes estimados se muestra (entre paréntesis) los t-ratios calculados con errores estandar robustos a heteroscedasticidad.

(4) Estadístico F para la hipótesis nula $H_0: \gamma_0 = 0$ y $\gamma_1 = 1$. Debajo, {entre corchetes} se muestran los niveles de significación marginal.

(5) Coeficiente de correlación por rangos de Spearman ($H_0: \rho = 0$; $H_A: \rho > 0$). Debajo, [entre paréntesis cuadrados] se muestran los niveles de significación marginal.

Fuente: Elaboración propia.

En el apartado 2 de este trabajo hemos hecho referencia a distintas razones por las cuales sería excesivamente restrictivo contrastar la validez de la Hipótesis de Renta Permanente en términos de igualdad entre β y χ . Los resultados del cuadro 2, con ser contundentes, no pueden ocultar que para algunas regiones los parámetros anteriores son claramente diferentes. Por esta razón, creemos interesante contrastar la validez de la HRP en un sentido débil, es decir, intentar ver si entre β_i y χ_i existe al menos una relación positiva. Para ello, con los parámetros estimados en el cuadro 2, realizamos la siguiente regresión:

$$\beta_i = \gamma_0 + \gamma_1 \chi_i + v_i \quad (9),$$

y contrastamos la hipótesis $\gamma_1 > 0$ (esto es, β_i y χ_i están positivamente relacionadas) y la hipótesis conjunta $\gamma_0 = 0$ y $\gamma_1 = 1$, que no es más que una forma paramétrica de contrastar la igualdad de β_i y χ_i en cada región. El cuadro 3 presenta el resultado de esa estimación para las distintas especificaciones propuestas del sistema de ecuaciones (7). El valor estimado para γ_1 oscila entre 0,62 y 1, siendo en todos los casos estadísticamente mayor que cero y, en el último modelo, no significativamente distinto de uno. Nuevamente, al igual que sucedía en el estudio del contraste LR, cuando en la estimación de la ecuación de consumo excluimos la constante, el resultado se aproxima más a la aceptación de la HRP-ER en sentido estricto (el coeficiente γ_1 se aproxima más a uno en los modelos AR(1)sc y AR(2)sc). De cualquier forma, de las regresiones estimadas en el Cuadro 3 se deriva un apoyo al modelo teórico en sentido débil; en ningún caso la hipótesis conjunta $\gamma_0 = 0$ y $\gamma_1 = 1$ es aceptada, ni siquiera en el modelo AR(2)sc en el que γ_1 no es estadísticamente distinto de uno.

Finalmente, como prueba adicional de la relación entre los parámetros que estamos estudiando, presentamos en el cuadro 3 el cálculo del coeficiente de correlación por rangos de Spearman. Dado su carácter no paramétrico, no depende de ningún supuesto sobre la distribución de los residuos y es robusto a la relación funcional que exista entre las variables de interés. En nuestro caso este coeficiente se mueve en un rango que va desde 0,416 hasta 0,726, con niveles de significación marginal que permiten rechazar la hipótesis nula de no correlación, en favor de la alternativa de correlación positiva, siendo este rechazo especialmente claro en los casos en los que para la primera diferencia de la renta se supone un proceso AR(2).

Por tanto, considerados en conjunto los resultados obtenidos a partir de tres tests distintos (a saber, contraste LR, regresión auxiliar de β_i sobre χ_i , y el coeficiente de correlación por rangos de Spearman) muestran claramente la existencia de una relación positiva entre la revisión del consumo originada por una innovación en la renta y la revisión de la renta permanente debida a esa misma innovación. Con datos regionales de la economía española no se puede rechazar la validez de la Teoría de la Renta Permanente en un sentido débil, aunque no hemos encontrado evidencia contundente a favor de la misma en un sentido estricto.

5. CONCLUSIONES

Este trabajo pretende contrastar la validez de la Teoría de la Renta Permanente con Expectativas Racionales, utilizando un enfoque directo con datos regionales de la economía española. En concreto, pretendemos contrastar si la revisión del consumo motivada por una innovación en la renta corriente está positivamente relacionada con la revisión de la renta permanente que hace el hogar ante esa misma innovación. Para ello estimamos por mínimos cuadrados no lineales un sistema de

ecuaciones que relaciona la innovación en la renta del periodo con la respuesta del consumo ante esa innovación. El sistema de ecuaciones se estima de manera tanto no restringida como restringida por la relación teórica que une el proceso generador de datos de la renta con el tamaño en la revisión de la renta permanente.

Los resultados empíricos apoyan la predicción básica de la Teoría de la Renta Permanente e indican que entre la revisión del consumo y la revisión de la renta permanente, motivadas ambas por una innovación en la renta, existe una relación positiva, que no llega a ser de igualdad. Estos resultados están en línea con los obtenidos por Bilson (1980) y Dawson *et al.* (2001), con datos de distintos países, y por DeJuan (2003) y DeJuan *et al.* (2004), con datos regionales del Reino Unido y Estados Unidos.

Las implicaciones de política económica que se derivan de este resultado son inmediatas. Si la HRP-ER constituye una buena explicación del comportamiento consumidor de las familias, entonces cualquier política fiscal que tenga un carácter transitorio y anticipado habrá de tener escasos efectos expansivos sobre el gasto agregado de la economía. Por otro lado, si los agentes utilizan eficientemente su conjunto de información disponible y pronostican una caída en los niveles futuros de renta, dicha caída se verá anticipada por un aumento en las tasas de ahorro de los hogares.

Finalmente, aunque la evidencia aportada en este trabajo apoya la HRP-ER en un sentido débil, creemos necesario seguir indagando sobre las razones que están detrás del no cumplimiento estricto del modelo. Dos cuestiones se presentan como relevantes. En primer lugar, a lo largo del periodo de tiempo considerado (1980-2003) la economía española ha experimentado un intenso proceso de desregulación e integración en los mercados financieros internacionales, con el año 1992 como momento clave. Pese al reducido recorrido de las series disponibles, sería interesante saber si ese proceso ha afectado a la capacidad de los hogares para suavizar la evolución de su consumo en el tiempo. En segundo lugar, el cumplimiento de la HRP-ER en ciertas regiones es más que cuestionable. A priori, no consideramos que la existencia de restricciones de liquidez sea una explicación plausible. Más bien, nos inclinamos a pensar que es la estructura económica de las distintas regiones la que determina una diferente exposición de las familias al riesgo y es el comportamiento preventivo de los consumidores lo que explicaría el rechazo, aunque sea minoritario, del modelo que estamos considerando. De cualquier forma, todo ello queda para futuras investigaciones.

BIBLIOGRAFÍA

- ABEL, A. (1990): "Consumption and Investment", en B.M. Friedman y F. Hahn (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 2, North-Holland, Amsterdam, pp. 726-778.
- ALEGRE, J.; POU, L. (2007): "Further evidence of excess sensitivity of consumption? Nonseparability among goods and heterogeneity across households", *Applied Economics*, iFirst, pp. 1-18.
- BAJO, O.; DÍAZ, C.; ESTEVE, V. (2004): "Is the Fisher effect nonlinear? Some evidence for Spain, 1963-2002", Fundación centrA, documento de trabajo E2004/05.
- BAJO, O.; ESTEVE, V. (1998): "¿Existe un efecto Fisher en el largo plazo? Evidencia para la economía española, 1962-1996", *Revista Española de Economía*, 15, pp. 149-166.
- BALLAGRIGA, F.C.; SEBASTIAN, M. (1993): "Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿Existe evidencia de causalidad?", *Revista Española de Economía*, 10, pp. 283-306.
- BANCO DE ESPAÑA (1986). *Boletín Estadístico*, diciembre.
- (1987). *Boletín Estadístico*, diciembre.
- (1999). *Boletín Estadístico*, mayo, series históricas en CD.
- (2008). *Boletín Estadístico*, series históricas en Internet, (disponible en <http://www.bde.es/infops/boleste.htm>).
- BERNANKE, B. S. (1985): "Adjustment Cost, Durables, and Aggregate Consumption", *Journal of Monetary Economics*, 15, pp. 41-68.
- BILSON, J. (1980): "The Rational Expectations Approach to the Consumption Function: a Multi-Country Study", *European Economic Review*, 13, pp. 273-299.
- CAMPBELL, J.; DEATON, A. (1989): "Why is Consumption so smooth?", *Review of Economic Studies*, 56, pp. 357-374.
- CHEUNG, Y.W.; LAI, K. (1995a): "Lag Order and Critical Values of the Augmented Dickey-Fuller Test", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(3), pp. 277-280.
- CHEUNG, Y.W.; LAI, K. (1995b): "Lag Order and Critical Values of a Modified Dickey-Fuller Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(3), pp. 411-419.
- DAWSON, J.; DEJUAN, J.; SEATER, J.; STEPHENSON, E.F. (2001): "Economic Information Versus Quality Variation in Cross-Country Data", *Canadian Journal of Economics*, 34, pp. 988-1009.
- DEATON, A. (1987): "Life-Cycle Models of Consumption: Is the Evidence Consistent with the Theory?", en T. Bewley (Ed), *Advances in Econometrics, Fifth World Congress, Vol. 2*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 121-148.
- DEATON, A. (1992): *Understanding Consumption*, Oxford University Press, Oxford.
- DEJUAN, J. (2003): "The Response of Consumption to Income Innovations: Evidence from UK Regions", *Regional Studies*, 5, pp. 445-451.
- DEJUAN, J.; LUENGO-PRADO, M.J. (2006): "Consumption and Aggregate Constraints: International Evidence", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68 (1), pp. 81-99.
- DEJUAN, J.; SEATER, J. (1997): "A Cross-Country Test of the Permanent Income Hypothesis", *International Review of Applied Economics*, 11 (3), pp. 451-468.
- DEJUAN, J.; SEATER, J.; WIRJANTO, T. (2004): "A Direct Test of the Permanent Income Hypothesis with an Application to the U.S. States", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36 (6), pp. 1091-1103.
- DEJUAN, J.; SEATER, J.; WIRJANTO, T. (2006): "Testing the Permanent-Income Hypothesis: New Evidence from West-German States (Länder)", *Empirical Economics*, 31, pp. 613-629.
- DEJUAN, J.; SEATER, J.; WIRJANTO, T. (2008): *Testing the Stochastic Implications of Permanent Income Hypothesis using Canadian Provincial Data*, Department of Economics, University of Waterloo, Canada, (mimeo).
- DIEBOLD, F.; RUDEBUSCH, G.D. (1991): "Is Consumption Too Smooth?. Long memory and the Deaton Paradox", *Review of Economics and Statistics*, 73, pp. 1-17.
- ELLIOT, G.; ROTHENBERG, J.; STOCK, J. (1996): "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64, pp. 813-836.

- ESTEVE, V.; TAMARIT, C. (1994): "Determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo en España", *Revista de Economía Aplicada*, 5, pp.27-50.
- FLAVIN, M. (1981): "Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income", *Journal of Political Economy*, 89, pp. 974-1009.
- FLAVIN, M. (1993): "The Excess Smoothness of Consumption: Identification and Interpretation", *Review of Economic Studies*, 60, pp. 651-666.
- FRIEDMAN, M. (1957): *A theory of consumption function*, Princeton University Press, Princeton.
- GALÍ, J. (1991): "Budget Constraints and Time-Series Evidence on Consumption", *American Economic Review*, 81(5), pp. 1238-1253.
- HALL, A. (1994): "Testing for a unit root in time series with pretest data-based model selection", *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, pp. 461-470.
- HALL, R. (1978): "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, 96, pp. 971-987.
- KORMENDI, R.; LAHAYE, L. (1987): *Cross-Country Evidence on the Permanent Income Hypothesis*, University of Michigan, Scholl of Business Administration, documento de trabajo núm. 561, Ann Arbor, Michigan.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. (1992): "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- MALO DE MOLINA, J.L. (2007): *Los Principales Rasgos y Experiencias de la Integración de la Economía Española en la UEM*, Banco de España, Documentos Ocasionales núm. 0701, Madrid.
- MARCHANTE, A.; ORTEGA, B. (2006): "Quality of Life and Economic Convergence across Spanish Regions, 1980-2001", *Regional Studies*, 40 (5), pp. 471-483.
- NELSON, C.; PLOSSER, C. (1982): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 10, pp. 139-162.
- NG, S.; PERRON, P. (2001): "Lag Length Selection and the construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, 69, pp. 1519-1554.
- POU, LI.; ALEGRE, J.; OLIVER, J. (2006): "El exceso de sensibilidad del consumo al ciclo económico. Un análisis microeconómico", *Revista de Economía Aplicada*, 41, pp. 85-113.
- QUAH, D. (1990): "Permanent and Transitory Movements in Labor Income: an Explanation for Excess Smoothness in Consumption", *Journal of Political Economy*, 98, pp. 449-475.
- SAID, S.; DICKEY, D. (1984): "Testing for Unit Roots in Autoregressive-moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, 71, pp. 599-607.
- SEPHTON, P. (1995): "Response surface estimates of the KPSS stationarity test", *Economics Letters*, 47, pp. 255-261.
- STOCK, J.H.; WATSON, W. (1988): "Testing for Common Trends", *Journal of the American Statistical Association*, 83, pp. 1097-2007.
- WEISSENBERGER, E. (1986): "Consumption innovations and income innovations: evidence from UK and Germany", *The Review of Economics and Statistics*, 78, pp. 1-8.
- WEST, K.D. (1988): "The Insensitivity of Consumption to News about Income", *Journal of Monetary Economics*, 21, pp. 17-34.