

**UN CONTRASTE DIRECTO DE LA HIPÓTESIS DE RENTA PERMANENTE. EVIDENCIA
CON DATOS DE LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS ESPAÑOLAS.**

J. Aníbal Núñez Carrasco

Universidad de Málaga

Departamento de Economía Aplicada-Estructura Económica

PL. El Ejido s/n 29071 MÁLAGA

E-mail: janunez@uma.es

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

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.

Keywords: Consumption, Permanent Income, Spanish Regions

JEL Classification: E20, E21, R10

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 la 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 innovación en la renta permanente.

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:

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

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

que relaciona la volatilidad de las variaciones en el consumo con la variabilidad de las innovaciones en la renta permanente. Si (1) es cierto, esta ratio habría de tener un valor de 1, indicando valores inferiores (superiores) que la evolución del consumo es demasiado suave (demasiado sensible) en relación con la variabilidad de la renta permanente. Resulta por tanto evidente que, en este enfoque, es necesario obtener una estimación de la varianza de la innovación 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 innovación 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 las estimaciones de los coeficientes 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 auténtica innovación en la renta permanente es mucho más pequeña para el hogar que la aproximada por el econométra 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 en consecuencia el modelo HRP-ER por detectarse fenómenos de exceso de suavidad en el consumo.

² La principal limitación que presenta este tipo de análisis reside en que la estimación de la varianza de la innovación 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.

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 (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 teórico³.

Como alternativa al análisis indirecto, tanto en su versión univariante como multivariante, el enfoque directo pretende contrastar la igualdad entre la propensión 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.* (2004a) con datos estatales de EEUU, encuentran apoyo empírico para la Teoría de la Renta Permanente, mientras que DeJuan *et al.* (2004b) con datos de provincias canadienses, y DeJuan *et al.* (2006), con datos

³ Galí (1991) contrasta la validez de la Teoría de la Renta Permanente mediante un enfoque indirecto. No obstante, su análisis se basa en los condicionamientos que la restricción presupuestaria del hogar impone sobre el comportamiento del consumo agregado. Es pues un trabajo que escapa de las dos líneas de investigación comentadas en el texto.

de los landers alemanes, 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 están en línea con los conseguidos en la literatura, y respaldan la predicción anterior. Es decir, entre la revisión del consumo y la revisión de la renta permanente, motivadas ambas por una innovación en la renta corriente, existe una relación positiva que no llega a ser de igualdad.

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.

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 (véase Flavin, 1981 y Deaton, 1992):

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

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

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

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 el 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 el consumo no presenta ningún componente transitorio, 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), y que la renta Y_t es exógena en relación con la decisión de consumo de la familia. Dados estos supuestos y siguiendo a Flavin (1981), la primera diferencia de la ecuación (1) será:

$$\Delta C_{it} = \Delta Y_{it}^P = \xi_{it} \quad (4)$$

donde

$$\xi_{it} = \frac{r}{(1+r)} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^j} (E_{it} - E_{it-1}) Y_{i,t+j} \quad (5)$$

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 $(E_{it} - E_{it-1}) Y_{i,t+j}$. Esta ecuación pone de manifiesto 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 en 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:

$$(1 - a_{i1}L - a_{i2}L^2 - \dots)\Delta Y_{it} = (1 + b_{i1}L + b_{i2}L^2 + \dots)\varepsilon_{it} \quad (6)$$

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_{it} la innovación en la renta del periodo. Dada la ecuación (6), la fórmula que relaciona la revisión de la renta permanente ξ_{it} con la innovación en la renta corriente es (véase Flavin, 1981):

$$\xi_{it} = \frac{1 + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{b_{ij}}{(1+r)^j}}{1 - \sum_{j=1}^{\infty} \frac{a_{ij}}{(1+r)^j}} \varepsilon_{it} = \chi_i(r, b_i, a_i) \varepsilon_{it} \quad (7).$$

Dado el proceso estocástico supuesto para la renta y un tipo de interés real, χ_i es el factor de proporcionalidad que mide el tamaño en 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 validez de la HRP-ER consiste en estimar para cada región el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned} A_i(L)\Delta Y_{it} &= B_i(L)\varepsilon_{it} \\ \Delta C_{it} &= \beta_i \varepsilon_{it} + \eta_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

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

$$\beta_i = \frac{1 + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{b_{ij}}{(1+r)^j}}{1 - \sum_{j=1}^{\infty} \frac{a_{ij}}{(1+r)^j}} = \chi_i(r, b_i, a_i) \quad (9),$$

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 (9) 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 la Teoría de la Renta Permanente, 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 innovación⁴.

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.* (2004a, 2004b, 2006), 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 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 economista. 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 que el conjunto del que dispone el analista, 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

⁴ El test estadístico de razón de verosimilitudes se define como $LR = -2[L(c) - L(u)]$, donde $L(c)$ es el valor de la log-verosimilitud del modelo restringido y $L(u)$ el valor de la log-verosimilitud del modelo sin restringir.

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, la débil, que exigiría que entre β_i y χ_i exista únicamente una relación positiva, y la 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 de los hogares 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.

4. Resultados empíricos

Como primer paso de nuestro análisis hemos de estudiar el orden de integración de las variables renta y consumo⁶. Inicialmente utilizamos el contraste de raíces unitarias DF aumentado (ADF) propuesto por Dickey y Fuller (1979) y Said y Dickey (1984) así como test PP, de Phillips y Perron (1988). Los resultados aparecen recogidos en el cuadro 1. Utilizando como referencia los valores críticos calculados según el procedimiento de Mackinnon (1991), la hipótesis nula de raíz unitaria en la serie de consumo no puede ser rechazada sea cual fuere el nivel de significación que se considere. En el caso de la renta disponible tampoco se puede rechazar la existencia de una tendencia estocástica, excepto para el caso de

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

⁶ En nuestro trabajo el análisis del orden de integración de las series responde a una doble motivación. Por un lado, constatar que las variables analizadas son I(1) nos obliga a especificar el modelo en primeras diferencias, con el fin de evitar cualquier problema de regresiones espúreas (Stock y Watson, 1988; Nelson y Plosser, 1982). Por otro lado, la fórmula de la revisión en la renta permanente es distinta, dependiendo de que la renta tenga una tendencia estocástica o determinista.

Andalucía y Canarias, que resultan marginalmente significativos a un nivel del 10%. Ahora bien, estos resultados han de ser aceptados con la debida precaución ante el conocido problema de la falta de potencia de estos contrastes en muestras pequeñas. Para intentar paliar este último problema, hemos adoptado una doble estrategia. En primer lugar, hemos acudido a un test univariante de raíces unitarias conocido por su potencia y adecuado tamaño, como el propuesto por Ng y Perron (2001). Complementariamente, en segundo lugar, para incrementar la potencia del contraste de raíces unitarias hemos decidido utilizar el test de estacionariedad basado en datos de panel de Breitung (2000).

CUADRO 1.

CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS PARA LAS SERIES DE RENTA Y CONSUMO

Región	Consumo			Renta Disponible		
	ADF ¹	PP ²	$MZ_{\alpha}^{GLS\ 3}$	ADF ¹	PP ²	$MZ_{\alpha}^{GLS\ 3}$
Andalucía	-2.964	-2.855	-2.940	-3.307	-3.121	-2.864
Aragón	-1.905	-2.382	-3.540	-1.999	-2.339	-4.301
Asturias (Principado de)	-1.979	-2.415	-3.733	-1.968	-2.166	-3.789
Baleares (Islas)	-2.298	-2.506	-3.999	-0.730	-0.892	-1.911
Canarias	-3.090	-2.955	-2.855	-3.475	-3.476	-6.300
Cantabria	-1.859	-2.304	-3.697	-1.091	-2.061	-5.535
Castilla y León	-2.056	-2.452	-3.477	-2.658	-2.808	-6.471
Castilla-La Mancha	-1.414	-1.964	-3.718	-2.185	-2.487	-4.416
Cataluña	-1.981	-2.396	-3.475	-1.573	-1.885	-3.676
Comunidad Valenciana	-2.934	-2.906	-3.444	-2.049	-2.383	-4.329
Extremadura	-1.918	-2.317	-4.005	-1.832	-2.218	-4.076
Galicia	-2.292	-2.533	-3.681	-1.859	-2.347	-3.223
Madrid (Comunidad de)	-2.901	-2.922	-3.876	-2.101	-2.296	-4.352
Murcia (Región de)	-1.911	-2.328	-3.142	-1.206	-1.686	-4.759
Navarra (Comunidad Foral de)	-1.278	-1.887	-2.886	-1.076	-1.538	-2.525
País Vasco	-1.980	-2.404	-3.768	-1.799	-2.093	-3.548
Rioja	-2.002	-2.409	-3.251	-1.351	-2.762	-5.147
Ceuta y Melilla ⁴	-2.102	-2.414	-4.310	-2.149	-2.197	-4.336
Breitung t-stat ⁵		-0.125			-0.990	

Notas:

(1) Contraste Dickey y Fuller aumentado, en el que el número de retardo de la primera diferencia de la endógena se realiza utilizando el Criterio de Información Akaike Modificado (Ng y Perron, 2001).

(2) Contraste PP de Phillips y Perron, donde la matriz de covarianzas de largo plazo se obtiene por el procedimiento de Newey y West (1987).

Tanto para el contraste ADF como para el PP, los valores críticos proceden de MacKinnon, 1991 y son los siguientes: -3.247 (10%), -3.622 (5%) y -4.417 (1%).

(3) Contraste MZ_{α}^{GLS} de Ng y Perron (2001). Los valores críticos aparecen en esa publicación y son los siguientes: -5.7 (10%), -8.1 (5%) y -13.8 (1%).

(4) Los datos de renta familiar disponible para Ceuta y Melilla abarcan solamente el periodo 1986-2003.

(5) Los valores críticos para el test de Breitung son: -2.326 (1%), -1.645 (5%) y -1.282 (10%).

Fuente: Elaboración propia

Tanto para renta como para consumo, ni con el test MZ_{α}^{GLS} ni con el contraste de Breitung (2000) conseguimos rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Por tanto, considerados en conjunto, los tests empleados indican que la renta y el consumo regional en España son variables no estacionarias, siendo necesario emplear en el análisis empírico que sigue especificaciones en primeras diferencias⁷.

Finalmente, como paso previo a la estimación del sistema de ecuaciones (8), fue necesario suponer que la primera diferencia de la renta evolucionaba de acuerdo con un determinado proceso ARMA, al tiempo que tuvimos que imponer un determinado tipo de interés real para derivar el valor de la restricción. En relación a la primera cuestión, hemos ajustado un modelo AR(2) para la primera diferencia de la renta de cada región. El coeficiente obtenido para el segundo retardo del modelo presentaba una media de 0,089 y sólo era significativo para la comunidad de Ceuta y Melilla. En cambio, el primer retardo ofrecía una media de 0,214 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 parsimoniosa, a saber, supusimos que la renta era generada por un proceso ARIMA(1,1,0). Para comprobar la robustez de estos resultados, también estimamos el sistema de ecuaciones suponiendo que la primera diferencia de la renta seguía un proceso AR(2). Los resultados obtenidos no varían significativamente de los aquí aportados⁸. En cuanto al tipo de interés real, supusimos que éste tenía un valor del 2%, aunque se obtuvieron resultados similares con valores del 1, 3 y 6%.

El sistema de ecuaciones (8) se estimó para cada región, utilizando mínimos cuadrados no lineales. El cuadro 2 recoge las estimaciones de β y χ así como sus errores estándar. 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

⁷ Los resultados obtenidos del análisis de estacionariedad son coherentes con la literatura. Así, los datos regionales del Reino Unido, Estados Unidos, Alemania y Canadá muestran ordenes de integración iguales a los españoles (véase DeJuan, 2003, DeJuan *et al.* 2004a,2004b, y DeJuan *et al.* 2006). Por otro lado, DeJuan y Luengo-Prado (2006), utilizando datos regionales de Italia, Japón, España, Reino Unido, Alemania y Estados Unidos, indican que consumo y renta son series temporales integradas I(1) o próximas a la raíz unitaria.

⁸ Por razones de espacio sólo comentamos los resultados de la especificación AR(1) para la primera diferencia de la renta. Los resultados de la especificación AR(2) están a disposición del lector interesado.

medio de 0,804. Todos estos parámetros son significativos a un nivel del 5% (excepto Murcia que lo es al 10%) y vienen a indicar que los agentes revisan sus decisiones de consumo corriente ante una perturbación no anticipada en la renta del periodo. En cuanto a χ , la revisión en la renta permanente motivada por una innovación en la renta corriente, vemos que adopta un valor positivo que varía entre un mínimo de 0,661 para La Rioja y un máximo de 1,273 para Galicia, resultando significativo en todos los casos a un nivel del 5%. Por tanto, las innovaciones en la renta corriente contienen información sobre la renta futura que conduce a los hogares a revisar su estimación de la renta permanente.

CUADRO 2.

ESTIMACIONES DE β Y χ POR REGIONES

Región	β		χ		LR	
Andalucía	1.201*	(0.260)	1.222*	(0.192)	0.010	[0.923]
Aragón	0.836*	(0.262)	0.902*	(0.136)	0.050	[0.817]
Asturias (Principado de)	0.617*	(0.193)	1.026*	(0.141)	3.120	[0.077]
Baleares (Islas)	0.876*	(0.269)	1.082*	(0.184)	0.770	[0.379]
Canarias	0.805*	(0.209)	0.856*	(0.108)	0.040	[0.851]
Cantabria	0.769*	(0.207)	0.942*	(0.123)	0.500	[0.479]
Castilla y León	0.898*	(0.243)	0.837*	(0.116)	0.040	[0.833]
Castilla-La Mancha	0.656*	(0.249)	0.980*	(0.142)	1.360	[0.244]
Cataluña	0.621*	(0.204)	0.910*	(0.126)	1.260	[0.262]
Comunidad Valenciana	1.112*	(0.216)	1.020*	(0.144)	0.150	[0.698]
Extremadura	0.597*	(0.235)	1.053*	(0.162)	3.200	[0.074]
Galicia	1.139*	(0.256)	1.273*	(0.193)	0.380	[0.536]
Madrid (Comunidad de)	0.823*	(0.179)	0.971*	(0.120)	0.430	[0.510]
Murcia (Región de)	0.407**	(0.190)	0.718*	(0.084)	1.140	[0.285]
Navarra (Comunidad Foral de)	0.963*	(0.188)	1.182*	(0.146)	1.170	[0.280]
País Vasco	0.773*	(0.211)	1.189*	(0.171)	3.760	[0.052]
Rioja	0.535*	(0.216)	0.661*	(0.067)	0.160	[0.693]
Ceuta y Melilla	0.839*	(0.182)	0.870*	(0.100)	0.010	[0.916]
España	1.129*	(0.239)	1.153*	(0.173)	0.010	[0.914]

Notas:

Los números entre paréntesis son errores estándar. Los que aparecen entre corchetes son p-valores.

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 en la renta permanente con una innovación en la renta

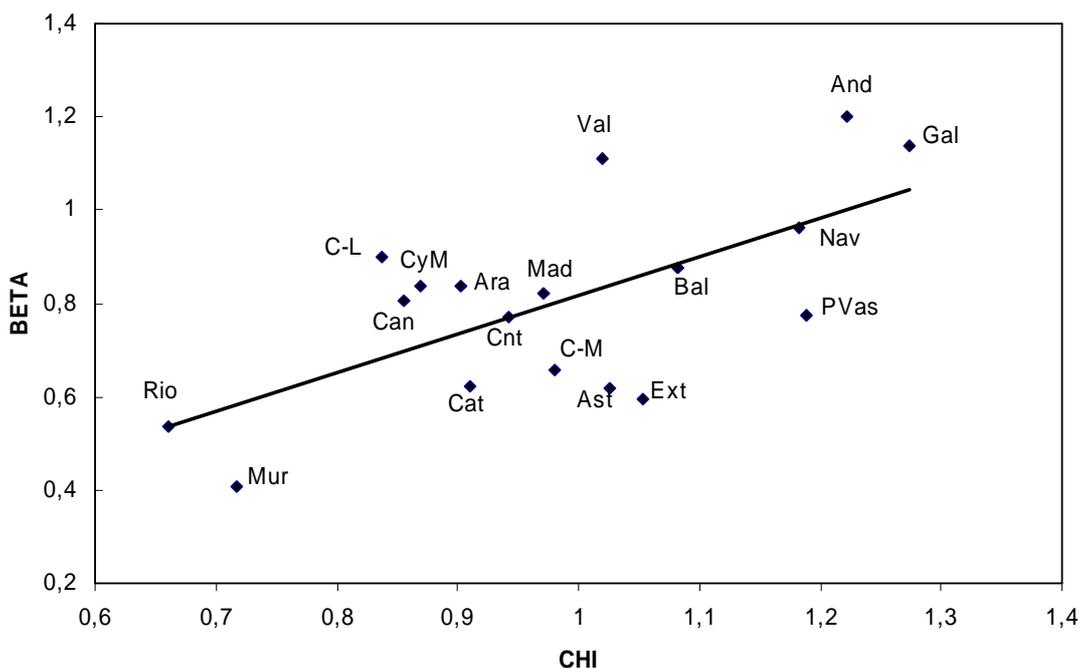
del periodo. LR es el estadístico de razón de verosimilitudes bajo la hipótesis $H_0 : \beta = \chi$. Los asteriscos * y ** denotan significación estadística a niveles del 5 y del 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

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. El cuadro 2 recoge también el estadístico LR de razón de verosimilitudes y los correspondientes p-valores asociados. De las 18 regiones estudiadas, en 15 casos no se puede rechazar la hipótesis nula $\beta = \chi$, en 2 casos la rechazaríamos a un nivel del 10% (Asturias y

Extremadura), y en un caso se rechazaría a un nivel del 5% (País Vasco). Con datos para el conjunto de la economía española los resultados son igualmente contundentes; para cualquier nivel de significación estadística es imposible rechazar la hipótesis nula anterior. En consecuencia, como primera aproximación hemos de indicar que la revisión en el consumo provocada por una innovación en la renta es compatible con la predicción que hace la Teoría de la Renta Permanente.

FIGURA 1
DIAGRAMA DE DISPERSIÓN DE BETA Y CHI



Fuente: Elaboración propia.

La evidencia anterior se ve apoyada por los siguientes resultados: en primer lugar, la nube de puntos recogida en la figura 1 indica que no es descabellado esperar una relación positiva que entre ambos parámetros. Más formalmente, la regresión mínimo-cuadrática de β_i sobre χ_i ofrece como resultado:

$$\beta_i = -0.0159 + 0.8338\chi_i + v_i \quad (10)$$

(0.203) (0.209)

con un coeficiente de determinación del 0.432, y donde los números en paréntesis son errores estándar robustos a heteroscedasticidad. La versión estricta de la Hipótesis de la Renta Permanente exigiría que en la regresión (10) la pendiente fuese igual a uno y la ordenada en el origen fuese igual a cero. El test F para esa hipótesis conjunta alcanzaba el 10,57 con un p-valor de 0,001, es decir, se rechazaba con claridad la hipótesis nula. Ahora bien, por las razones indicadas en el apartado 2, lo razonable sería esperar que, en

una versión no estricta, la relación entre esos parámetros fuese positiva. El t-ratio obtenido es de 3,99 lo que permite rechazar la hipótesis de que la pendiente en la ecuación (10) es nula frente a la alternativa de ser positiva. En segundo lugar, una forma complementaria de contrastar la relación entre β_i y χ_i es mediante el 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 estas variables. En nuestro caso el coeficiente de correlación por rangos es de 0,484 con un p-valor de 0,0418, es decir, a un nivel de significación del 5% rechazaríamos la hipótesis de correlación nula a favor de la alternativa de correlación positiva. En tercer lugar, un método más eficiente de contrastar la HRP-ER consiste en aunar los datos en una única muestra y estimar el sistema (8) sujeto a la restricción $\beta_i = \gamma_0 + \gamma_1 \chi_i$. De esta forma se incrementan los grados de libertad disponibles y la precisión de las estimaciones⁹. El valor estimado para γ_1 es 0,945 con un error estándar de 0,018. El contraste de la hipótesis nula $\gamma_1 = 1$ arroja un estadístico chi-cuadrado de 9,01 con un p-valor de 0,0027. Es decir, se confirmaría la HRP-ER en su versión débil en tanto el parámetro de interés es positivo, pero se rechazaría la versión fuerte de que $\beta_i = \chi_i$.

En definitiva, con datos regionales de la economía española, la evidencia empírica obtenida muestra 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. Estos resultados apoyan la evidencia a favor de la Teoría de la Renta Permanente conseguida para el Reino Unido y Estados Unidos por DeJuan (2003) y DeJuan *et al.* (2004a), con datos regionales similares a los nuestros, y los estudios para varios países realizados por Bilson (1980) y Dawson *et al.* (2001).

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

⁹ Dado que en la estimación (10) $\hat{\gamma}_0$ no es significativamente distinto de cero, en el sistema (8) introducimos únicamente la restricción $\beta_i = \gamma_1 \chi_i$, lo estimamos por mínimos cuadrados no lineales y realizamos un test de Wald para contrastar la hipótesis nula $\gamma_1 = 1$.

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.*(2004a), con datos regionales del Reino Unido y Estados Unidos.

Agradecimientos

El autor desea agradecer a los profesores Andrés Marchante y Bienvenido Ortega las indicaciones sobre la forma de enlazar las series utilizadas. Igualmente, agradezco al profesor Oscar Marcenaro su inestimable ayuda informática. En la realización de este trabajo he contado con el apoyo financiero del grupo de investigación SEJ-139 de la Junta de Andalucía. Cualquier error que pueda subsistir es de mi única responsabilidad.

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.
- 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.
- BREITUNG, J. (2000): "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data", en B. H. Baltagi (Ed.), *Non-Stationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels, Advances in Econometrics, Vol. 15*. Elsevier Science, Amsterdam, pp. 161-177.
- CAMPBELL, J.; DEATON, A. (1989): "Why is Consumption so smooth?", *Review of Economic Studies*, 56, pp. 357-374.
- 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. (2004a): "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. (2004b): *The Sensitivity of Consumption to Income Innovations: Evidence from Canadian Provinces*, Department of Economics, North Carolina State University, Raleigh, (mimeo).
- 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.
- DICKEY, D.; FULLER, W. (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- 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.
- 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, 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-Regime Test of the Permanent Income Hypothesis*, Department of Economics, University of Chicago, Chicago, (mimeo).
- MACKINNON, J. (1991): "Critical Values for Cointegration Tests", en R. F. Engle y C. W. Granger (Eds.), *Long-run Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford, pp. 267-276.
- 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.; PLOSER, C. (1982): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 10, pp. 139-162.

NEWKEY, W.; WEST, K. (1987): "A Simple Positive Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55, pp. 703-708.

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.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, pp. 335-436.

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.

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.