

LOS EFECTOS DE LA POLÍTICA FISCAL SOBRE EL CONSUMO PRIVADO: NUEVA EVIDENCIA PARA EL CASO ESPAÑOL

Autores: *Agustín García*^(a)
Julián Ramajo^(b)

P. T. N.º 13/02

(a) Universidad de Extremadura. (agarcia@unex.es),

(b) Universidad de Extremadura. (ramajo@unex.es)

Dirección postal: Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Departamento de Economía Aplicada y Org. de Empresas. Avda. de Elvas s/n, 06071 BADAJOZ.

Teléfono y FAX: 924 28 95 47.

Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de José Manuel González-Páramo, Francisco Pedraja y José Luis Raymond, así como la ayuda proporcionada por el Instituto de Estudios Fiscales para la realización de este trabajo.

N.B.: Las opiniones expresadas en este trabajo son de la exclusiva responsabilidad de los autores, pudiendo no coincidir con las del Instituto de Estudios Fiscales.

Desde el año 1998, la colección de Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales está disponible en versión electrónica, en la dirección: ><http://www.minhac.es/ief/principal.htm>.

Edita: Instituto de Estudios Fiscales

N.I.P.O.: 111-02-004-2

I.S.S.N.: 1578-0252

Depósito Legal: M-23772-2001

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN
 2. MODELO TEÓRICO
 3. EVIDENCIA EMPÍRICA ACERCA DE LA HIPÓTESIS DE EQUIVALENCIA RICARDIANA (HER): ESTUDIOS PREVIOS Y ESPECIFICACIONES MÁS UTILIZADAS
 - 3.1. Funciones de consumo “estructurales”
 - 3.2. Ecuaciones de Euler
 - 3.3. Evidencia empírica
 4. NUEVA EVIDENCIA PARA EL CASO ESPAÑOL
 - 4.1. Estacionariedad de las variables
 - 4.2. Estimación de las distintas especificaciones econométricas
 5. CONCLUSIONES
- REFERENCIAS

RESUMEN

Este trabajo analiza si la hipótesis de neutralidad de la política fiscal (teorema de equivalencia Ricardiana) puede considerarse como una aproximación válida para la realidad económica española o si, por el contrario, existen desviaciones (y de qué tipo) de dicha situación, lo que estaría más en la línea del enfoque Keynesiano convencional acerca de los efectos de la deuda sobre las decisiones de consumo-ahorro privados.

La investigación intenta aportar nueva evidencia sobre la escasa literatura empírica que en España ha considerado esta cuestión. El análisis que se realiza se basa en datos agregados de carácter anual para España que abarcan los años 1955 a 2000, y utiliza tanto el enfoque estructural como el de ecuaciones de Euler para los contrastes de la hipótesis de neutralidad.

Palabras clave: consumo privado, política fiscal, equivalencia Ricardiana, cointegración.

I. INTRODUCCIÓN

Tal vez no haya una cuestión de política fiscal más sugerente y controvertida en la literatura reciente como la Hipótesis de Equivalencia Ricardiana (HER). La proposición de Barro (1974), que retomó los argumentos Ricardianos sobre los efectos de la deuda pública, supone unas implicaciones tan importantes sobre la efectividad de la política fiscal que no causa extrañeza que el tema se haya constituido en un referente para la investigación teórica y aplicada. Por otra parte, el interés por el estudio de los efectos del déficit y la deuda pública se ha visto reforzado por la generalización, durante la década de los setenta, de situaciones de desequilibrio en las cuentas públicas provocadas por las crisis que sufrieron las economías occidentales y por el desarrollo de una serie de gastos sociales que se fueron consolidando con el paso de los años. Diversos factores hicieron que, en la década de los noventa, el debate se situara en la sostenibilidad de unos sistemas de protección social amenazados por las tendencias demográficas desfavorables y por los niveles de déficit y endeudamiento de la mayoría de los países, que, por otra parte, se enfrentaban con la necesidad de realizar inversiones dirigidas al crecimiento económico y a la mejora en la competitividad.

La situación es similar para España, a pesar de que existen una serie de elementos específicos (diferenciales en los niveles de partida en las prestaciones públicas o el proceso descentralizador del gasto al ámbito autonómico) que sin duda han condicionado la evolución reciente de los desequilibrios del sector público español. No obstante, y al igual que ocurrió en otros países de nuestro entorno, el Tratado de la Unión Europea marcó el inicio de un proceso de reducción del déficit público que se ha visto reforzado por los compromisos alcanzados en el Pacto de Estabilidad y Crecimiento de 1997. En el nuevo marco de estabilidad presupuestaria, establecido en función de las ganancias esperadas en el terreno de la competitividad y el crecimiento, se limita seriamente la posibilidad de maniobrar de la política fiscal, cuyo papel estabilizador, desde un punto de vista teórico, se basa en la repercusión que tienen las decisiones del gobierno (acerca de los niveles de gasto y su financiación) sobre el consumo y el ahorro privados.

Como es sabido, desde un punto de vista Keynesiano, la sustitución de impuestos por deuda pública tiene fuertes implicaciones sobre la demanda agregada, ya que este enfoque supone que los individuos perciben la deuda pública como riqueza neta y alteran sus pautas de consumo ante variaciones en la deuda en circulación. Los posibles efectos de las decisiones financieras del gobierno son en cualquier caso controvertidas, por cuanto el estímulo de la demanda agregada en el corto plazo podría conducir a menores tasas de crecimiento en

el largo plazo, a través de los efectos negativos de los tipos de interés sobre la acumulación de capital.

En el otro extremo, el planteamiento Ricardiano pone en duda incluso los efectos de la política fiscal en el corto plazo, al negar que los consumidores perciban la deuda como riqueza neta. Así, un recorte impositivo que genera déficit y deuda hace que el sector privado incremente su ahorro, desapareciendo las repercusiones sobre el tipo de interés y sobre la acumulación de capital. Este es un resultado importante puesto que cuestiona seriamente las posibilidades estabilizadoras de la política fiscal.

Las críticas hacia algunos de los supuestos del modelo de equivalencia no han impedido que la HER haya sido utilizada como soporte teórico para plantear el debate acerca de los efectos de la financiación del déficit público sobre el consumo privado. A pesar del consenso entre los distintos autores en relación a la estructura teórica subyacente, donde las diferencias se hacen más evidentes es a la hora de realizar el análisis empírico, observándose fuertes discrepancias en los resultados no sólo entre los diferentes países sino también para un mismo estado. La amplia variedad de efectos potenciales a considerar y los resultados poco concluyentes de las distintas investigaciones suponen un claro estímulo para la investigación sobre el tema.

En este trabajo se estudian los efectos del déficit público y de su financiación sobre el consumo privado¹, utilizando para ello datos de la economía española. Se presenta nueva evidencia acerca de la hipótesis de *equivalencia Ricardiana (HER)*, obtenida con la aplicación de técnicas econométricas modernas. En el siguiente apartado del trabajo se presenta, de forma sintética, el planteamiento teórico habitual, que sirve de base para la justificación e identificación posterior de algunos de los efectos del déficit público en el trabajo empírico. En el tercero se realiza un repaso a la literatura empírica, con especial referencia a trabajos con datos españoles, y se presentan los modelos que serán posteriormente estimados. Los resultados obtenidos aparecen en el epígrafe cuarto y en el último se presentan las conclusiones.

2. MODELO TEÓRICO

Como es ampliamente conocido, la idea fundamental que está detrás del resultado de *equivalencia Ricardiana* es que el consumo de los individuos no se ve alterado ante la decisión del gobierno entre financiar el gasto público mediante impuestos o mediante deuda. La financiación del déficit con deuda se

¹ No se analizan, por tanto, otros posibles efectos de la política presupuestaria, por ejemplo sobre los tipos de interés, la inflación o el tipo de cambio.

traduce simplemente en un retraso en el pago de los impuestos, ya que se supone que la deuda lleva implícita un incremento futuro de impuestos. Es decir, no representa riqueza para las familias y no afecta a sus posibilidades de consumo actuales.

El punto de partida en cualquiera de los trabajos empíricos que intentan contrastar la validez de la HER suele ser la modelización del comportamiento del consumo a partir del habitual problema de maximización intertemporal:

$$\max U = \int_0^{\infty} u(C_t) e^{-\delta t} dt$$

donde se considera que la utilidad de la familia depende del valor actualizado de la suma de las utilidades instantáneas ($u[\]$), la renta familiar viene dada por RD , el tipo de interés es r , la riqueza no humana (A) es la diferencia entre los activos y los pasivos de la familia y δ es la tasa de preferencia temporal. La restricción presupuestaria intertemporal del sector público será:

$$D_0 + \int_0^{\infty} GP_t e^{-rt} dt = \int_0^{\infty} I_t e^{-rt} dt$$

donde consideramos que el gasto público (GP), que suponemos exógeno, se financia a través de un impuesto (I) no distorsionador (de suma fija) o con deuda (D). La incorporación de esta restricción condiciona la restricción presupuestaria intertemporal de los consumidores:

$$\int_0^{\infty} C_t e^{-rt} dt = A_0 + \int_0^{\infty} RD_t e^{-rt} dt - \int_0^{\infty} I_t e^{-rt} dt + D_0$$

o, alternativamente:

$$\int_0^{\infty} C_t e^{-rt} dt = A_0 + \int_0^{\infty} RD_t e^{-rt} dt - \int_0^{\infty} GP_t e^{-rt} dt$$

Esta es una forma sencilla de encontrar *equivalencia Ricardiana*, ya que el consumo privado está condicionado por el nivel alcanzado por el gasto público, pero no por el modo en el que se financie ese gasto². Es decir, el momento en el que se recauden los impuestos no afectará a la restricción presupuestaria de la familia representativa³. Siguiendo a Barro (1989), si consideramos la deuda pública como uno de los activos que componen la riqueza de las familias y los

² Este desarrollo se basa en el modelo de Ramsey (1928). Planteamientos similares con horizonte temporal finito y con generaciones solapadas aparecen, por ejemplo, en Blanchard y Fisher (1989) o en Romer (2001).

³ Además, el supuesto de imposición no distorsionadora (impuestos de suma fija) hace que no tenga ninguna relevancia el análisis de la senda óptima de los impuestos.



impuestos futuros como pasivos para esas familias, tendremos que la variación en la riqueza familiar originada por la deuda será:

$$\dot{A}_t = D_t - E_t \int_t^{\infty} I_t e^{-rt} dt = - E_t \int_t^{\infty} GP_t e^{-rt} dt$$

Esta expresión es la relevante para la riqueza de la familia, e indica que las decisiones de los consumidores no se ven alteradas por cambios entre impuestos y déficit público, es decir, se obtiene el resultado de *equivalencia Ricardiana*. La deuda pública que financia un recorte de impuestos no representa una disminución en la carga impositiva soportada por los consumidores, sino simplemente un retraso en el momento en que deberán hacer frente a esos impuestos y, por lo tanto, el déficit público originará un aumento en el ahorro privado y no en el consumo privado. Evidentemente este resultado tiene fuertes implicaciones sobre la efectividad de la política fiscal.

Sin embargo, los resultados derivados de la *HER* son muy sensibles a los supuestos adoptados, muy restrictivos, y que se refieren al funcionamiento de los mercados, a los tipos de interés y la tasa de preferencia temporal, a la agregación de agentes, etc. La ruptura de cualquiera de estos supuestos puede originar un comportamiento del consumo sensible a la disyuntiva entre deuda e impuestos en la financiación del déficit. Los modelos de neutralidad de la deuda y Keynesiano son sólo los casos extremos entre los que pueden situarse planteamientos intermedios justificados teóricamente a través del incumplimiento de algunas de las condiciones impuestas para la *HER*. Así, los modelos neoclásicos son similares a los Ricardianos, ya que en ambos casos las características del comportamiento de los agentes son analizadas bajo la misma estructura; y, a su vez, algunos autores señalan que el paradigma Keynesiano es compatible con el neoclásico en cuanto al tratamiento del déficit en el corto plazo.

Agentes con vida finita pueden considerar que la deuda pública representa un activo e incorporarlo a su riqueza vital, suponiendo que la carga de esa deuda será soportada por otra generación. Bajo este supuesto, se producirá un efecto riqueza positivo sobre la generación actual, haciendo que la financiación con deuda pública sea un elemento determinante en la planificación del consumo. Generalmente la pregunta relevante es precisamente esa, saber si la deuda puede ser considerada como una fuente potencial de riqueza neta, afectando a las decisiones sobre el consumo privado. Con el fin de obtener una respuesta, la literatura identifica diversas rupturas en la hipótesis de neutralidad. De todas ellas, la posibilidad de traspasar la carga de la deuda a otra generación es, quizás, el argumento más convincente en contra de la *equivalencia Ricardiana*, pero no el único.

Algunos de estos argumentos se basan en fallos en la modelización del consumo privado, basada fundamentalmente en el planteamiento de Hall (1978),

que descansa en el supuesto de mercados de capitales perfectos. Como indican Elmendorf y Mankiw (1998), un recorte de impuestos financiado por deuda proporciona a las familias con restricciones de liquidez el préstamo que querían pero que no obtenían de los prestamistas privados.

Otras explicaciones para el fallo de la *HER* se han basado en la incertidumbre sobre los ingresos y gastos futuros (Barro, 1989); en la exogeneidad del gasto público (Becker y Paalzow, 1996); en la presencia de efectos redistributivos entre familias con distinta propensión marginal a consumir (Seater, 1993); en la existencia de imposición distorsionadora (Elmendorf y Mankiw, 1998), etc. Estos argumentos parecen suficientemente importantes como para justificar el rechazo de la *HER*, al menos en su versión fuerte.

3. EVIDENCIA EMPÍRICA ACERCA DE LA HIPÓTESIS DE EQUIVALENCIA RICARDIANA (HER): ESTUDIOS PREVIOS Y ESPECIFICACIONES MÁS UTILIZADAS

Como puede deducirse a partir del breve análisis hecho en el apartado anterior acerca de la literatura teórica que investiga los efectos reales de la política fiscal sobre el consumo privado, existen argumentos teóricos tanto a favor como en contra de la *HER*. Lejos de conseguirse un consenso teórico entre los macroeconomistas acerca de los efectos que producen los déficits, los impuestos y la deuda de los gobiernos sobre la economía, a lo que sí se ha llegado es a un convencimiento de que la verdadera prueba de hierro para la *HER*, como no podía ser de otra forma, es la confrontación de los distintos modelos propuestos con los datos observados en la realidad económica⁴.

Pero tampoco desde la perspectiva empírica, y tras analizar los principales trabajos (en el sentido de haber tenido un mayor impacto en el seno de la comunidad científica) realizados en los últimos veinte años, se ha llegado a un punto de consenso entre los investigadores. Por este motivo en este capítulo se va a realizar un breve repaso de los distintos modelos empíricos que se han utilizado en la literatura, con el fin de extraer conclusiones acerca de las ventajas e inconvenientes de las distintas estrategias utilizadas.

⁴ O como se hace en Cardia (1997), generar datos simulados consistentes con un modelo que anida la *HER* dentro de una alternativa no Ricardiana, y analizar la validez empírica de la hipótesis de equivalencia estimando especificaciones econométricas habitualmente utilizadas en los estudios empíricos y comprobando su capacidad para discernir entre las distintas alternativas. Sus resultados apuntan a que los contrastes estándar no son capaces de proporcionar evidencia concluyente sobre la validez o no de la proposición de neutralidad, independientemente de que ésta sea cierta o falsa.



Todos los estudios que intentan contrastar la validez de la HER se basan en especificaciones econométricas que pueden agruparse en dos grandes categorías: las derivadas de los modelos de ciclo vital-renta permanente y las que se obtienen directamente del proceso de optimización intertemporal (ecuaciones de Euler). Lógicamente, los contrastes basados en las ecuaciones de Euler se basan en modelos de ciclo vital-renta permanente, pero en lugar de especificar las funciones de consumo directamente, se contrasta la HER a partir de las condiciones de primer orden que se obtienen del proceso de optimización.

3.1. Funciones de consumo “estructurales”

Podemos considerar como punto de partida de las especificaciones directas de la función de consumo la ecuación dada por⁵

$$CP_t = \beta_0 + \beta_1 RD_t + \beta_2 D_t + e_t \quad (1)$$

donde CP representa una medida del consumo privado, RD la renta disponible y D el volumen de deuda del gobierno⁶.

Partiendo del modelo anterior, el contraste de la HER es simplemente un test de la hipótesis $\beta_2 = 0$. Si, tras la estimación de la ecuación (1), se encuentra un coeficiente positivo y significativo, ello implicaría que las familias consideran que sus activos en forma de deuda pública representan para ellos riqueza neta.

También podría utilizarse una especificación similar a la anterior, pero substituyendo la variable deuda por el déficit de las administraciones públicas⁷. En este caso, un valor negativo (y significativo) respaldaría la hipótesis de neutralidad, al menos en su versión más débil.

Lógicamente, la ecuación (1) está sujeta a numerosas críticas, tanto desde el punto de vista econométrico como conceptual. Dicha ecuación no incorpora de forma correcta la perspectiva de ciclo vital, y realmente no ha de verse como un contraste preciso de la HER, sino una forma de medir la magnitud del efecto riqueza de la deuda pública en un modelo Keynesiano. Cualquier especificación que se utilice ha de cuidar tanto el aspecto de un buen sustento teórico, como

⁵ Una función de consumo similar, pero incluyendo la riqueza real neta de las familias como variable adicional, fue utilizada en el trabajo de Yawitz y Meyer (1976). Esta última especificación fue fuertemente criticada por Tanner (1979) al no incluir otros determinantes de las decisiones de consumo tales como el ahorro empresarial, la renta disponible retardada, la tasa de desempleo, el stock de bienes duraderos o el déficit público.

⁶ Supondremos a partir de este momento que todas las variables están en términos *per capita* y deflactadas por el índice de precios adecuado.

⁷ Esta es la vía empleada por Kochin (1974) para analizar cómo afectaban los impuestos y la deuda pública al consumo privado americano durante el período 1952-1971.

ser capaz de discriminar entre los dos enfoques rivales (Keynesiano/Ricardiano) mediante las restricciones adecuadas.

En este sentido, una función de consumo que se ha utilizado en numerosas ocasiones⁸ para contrastar la proposición de Barro es la siguiente

$$CP_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 IP_t + \beta_3 TR_t + \beta_4 DP_t + \beta_5 CP_{t-1} + e_t \quad (2)$$

donde Y representa la renta disponible de las familias antes de impuestos y de transferencias, IP es el valor total de los ingresos públicos (impuestos), TR son las transferencias del gobierno a las familias (incluyendo el pago de intereses efectivos) y DP es el déficit público, definido como $DP = GP - IP + TR$, siendo GP el gasto público (tanto en bienes y servicios como en formación bruta de capital).

Tanto la hipótesis Keynesiana como la proposición de equivalencia Ricardiana resultan ser casos particulares de la ecuación (2). Así, si el coeficiente de la renta es igual, en valor absoluto, al de los impuestos y al de las transferencias, y el déficit no resulta significativo ($\beta_1 = -\beta_2$, $\beta_1 = \beta_3$, $\beta_4 = 0$) se obtiene el modelo Keynesiano estándar.

$$CP_t = \beta_0 + \beta_1(Y_t - IP_t + TR_t) + \beta_5 CP_{t-1} + e_t = \beta_0 + \beta_1 RD_t + \beta_5 CP_{t-1} + e_t \quad 2a)$$

Por otro lado, la HER implica que los coeficientes de las variables impuestos, transferencias y déficit deben ser iguales en valor absoluto y significativamente distintos de cero ($\beta_2 = -\beta_3$, $\beta_2 = \beta_4$). En este caso se llegaría al modelo de equivalencia *débil*

$$CP_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 GP_t + \beta_5 CP_{t-1} + e_t \quad (2b)$$

debiendo ser el coeficiente β_2 negativo y significativo. Si, además, se verifica la restricción de que el efecto de la renta y del gasto público es de igual magnitud (aunque de signo contrario) se obtiene el modelo de equivalencia *fuerte*

$$CP_t = \beta_0 + \beta_1(Y_t - GP_t) + \beta_5 CP_{t-1} + e_t \quad (2c)$$

en el que la única variable que desplaza al consumo privado es el gasto público.

Quizá la especificación general más utilizada, dentro del conjunto de funciones de consumo estructurales, es la que se deriva del *enfoque consolidado* propuesto por Kormendi (1983), quien critica en profundidad la perspectiva estándar de modelización del comportamiento consumo-ahorro privado asociado a las teorías de ciclo vital, por considerar que dicho enfoque impone percepciones demasiado 'miopes' del sector privado respecto a los efectos de la deuda del gobierno sobre los impuestos futuros.

⁸ Esta formulación fue propuesta inicialmente Buiter y Tobin (1979) y utilizada entre otros por Barth *et al.* (1986), Fuster (1993), Kessler *et al.* (1986) o Raymond y González-Páramo (1987).

Bajo el enfoque de Kormendi de la hipótesis de la renta permanente, los agentes económicos consolidan racionalmente los sectores público y privado, y ello conduce a implicaciones muy diferentes de las que establece el modelo Keynesiano sobre los efectos de la política fiscal. Para discriminar entre ambas percepciones, se propone una función de consumo generalizada del tipo

$$CP_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 W_t + \beta_4 GP_t + \beta_5 IP_t + \beta_6 TRn_t + \beta_7 GINT_t + \beta_8 RE_t + \beta_9 D_t + e_t \quad (3)$$

donde Y es la renta total, W la riqueza privada (humana y no humana), GP el gasto público, IP los impuestos, $TRn = TR - GINT$ las transferencias a la familias (netas del pago de intereses), $GINT$ el gasto del gobierno por el pago de intereses de la deuda pública, RE los beneficios no distribuidos de las empresas y D el stock de deuda pública.

Si el enfoque estándar es válido, el sector privado ignora las decisiones de gasto del gobierno ($\beta_4 = 0$), y se asume que el consumo privado depende de la renta personal disponible permanente, por lo que ha de ocurrir que $\beta_5 < 0$, $\beta_6 > 0$, $\beta_7 > 0$ y $\beta_8 < 0$; además, la deuda del gobierno tiene un efecto riqueza positivo, es decir, $\beta_9 > 0$. Si se verifican estas restricciones la función de consumo Keynesiana (*débil*) tomaría la forma

$$CP_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 W_t + \beta_5 IP_t + \beta_6 TRn_t + \beta_7 GINT_t + \beta_8 RE_t + \beta_9 D_t + e_t \quad (3a)$$

Una visión más restrictiva exigiría, además, que $\beta_1 = \beta_6$, $\beta_1 = \beta_7$, $\beta_1 = -\beta_5$, $\beta_1 = -\beta_8$, y $\beta_3 = \beta_9$, con lo que se tendría la función Keynesiana tradicional (*fuerte*) donde el consumo depende de la renta disponible, $RD = Y - IP - RE + TRn + GINT$, y de la riqueza total, $A = W + D$.

$$CP_t = \beta_0 + \beta_1 RD_t + \beta_3 A_t + e_t \quad (3b)$$

Sin embargo, bajo la perspectiva del enfoque consolidado, los gastos del gobierno afectan negativamente al consumo ($\beta_4 < 0$), la elección de impuestos frente a deuda es indiferente para el sector privado ($\beta_5 = 0$), los intereses de la deuda no son vistos como riqueza neta ($\beta_7 = 0$), los beneficios societarios retenidos son percibidos como ahorro privado ($\beta_8 = 0$) y, finalmente, los impuestos futuros que implica la deuda del gobierno actual se perciben y descuentan adecuadamente por el sector privado ($\beta_9 = 0$). Entonces la función de consumo del sector privado sería

$$CP_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 W_t + \beta_4 GP_t + \beta_6 TRn_t + e_t \quad (3c)$$

que es la ecuación básica (*débil*) del enfoque consolidado (y de su hipótesis derivada de equivalencia Ricardiana) que propone Kormendi (1983). También en

este caso puede obtenerse una versión más restringida de la función anterior si se supone que $\beta_1 = -\beta_4$, es decir, los consumidores perciben en igual magnitud (aunque en sentido contrario) una unidad de renta que una unidad de consumo público. Si ello es cierto, entonces

$$CP_t = \beta_0 + \beta_1(Y_t - GP_t) + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 W_t + \beta_6 TRn_t + e_t \quad (3d)$$

que sería la versión *fuerte* del enfoque de consumo de Kormendi.

Para concluir este apartado dedicado a exponer las principales especificaciones utilizadas en la literatura empírica sobre lo que hemos denominado *funciones de consumo estructurales*, podemos señalar que los contrastes de la HER basados en este enfoque han sido los más usados pero, tal como están concebidos (por ejemplo, usando la renta contemporánea en lugar de la renta permanente), presentan un alto grado de incompatibilidad con los modelos de optimización de consumidores con expectativas racionales que maximizan su función de utilidad intertemporal (Aschauer, 1985; Hayashi, 1987). En este sentido, los contrastes de la HER deberían estar basados en un enfoque que tenga en cuenta las dificultades teóricas a las que se enfrenta la perspectiva estructural (Flavin, 1987), lo que nos conduce a los contrastes basados en las ecuaciones de Euler.

3.2. Ecuaciones de Euler

En lugar de utilizar la metodología convencional, especificando directamente la función que rige el consumo del agente representativo, el enfoque basado en las ecuaciones de Euler utiliza las condiciones de primer orden que se obtienen del problema de optimización al que se enfrentan los individuos. Este enfoque tiene, por tanto, la ventaja de basarse explícitamente en el problema de maximización intertemporal y, además, permite contrastar directamente las posibles fuentes de desviación de la HER al confrontarla con la realidad (como las hipótesis de planificación con horizonte finito o la existencia de restricciones de liquidez).

En la parte negativa, este método tiene la desventaja de imponer en general condiciones muy restrictivas para poder llegar a ecuaciones que sean estimables en términos de variables observables. Entre ellas podemos destacar la utilización de formas funcionales específicas para la función de utilidad (en general cuadráticas) para poder agregar las ecuaciones de Euler individuales, la restricción de que los individuos y el gobierno utilizan el mismo tipo de interés (y, además, éste es constante en el tiempo), o la hipótesis de que los impuestos son de suma fija.

Las ecuaciones de Euler toman habitualmente la forma⁹

$$E_t[u'(C_{t+j})] = \beta^j u'(C_t)$$

⁹ Como veremos en los párrafos siguientes, la variable C puede representar el consumo real o el "efectivo".

lo que implica que los agentes económicos tratan de “suavizar” su consumo eligiendo una trayectoria óptima en la cual no pueden mejorar su bienestar reduciendo consumo en un período para incrementarlo en otro. Además, esta condición implica que toda la información relevante para el consumo del período t está contenida en el consumo del período anterior, C_{t-1} ; obviamente, este requisito tiene importantes implicaciones en cuanto al modo de contrastar la HER puesto que, al menos a primera vista, al incluir cualquier variable retardada y contrastar su significación, los coeficientes debieran ser nulos si la hipótesis de la renta permanente es cierta, independientemente que se verifique o no la HER.

En los párrafos siguientes expondremos algunos de los modelos más utilizados en la literatura empírica que han hecho uso de la perspectiva de las ecuaciones de Euler.

Aschauer (1985) plantea una de las formulaciones más rigurosas para examinar la HER usando el enfoque de Euler. Su modelo está basado en la optimización intertemporal del “consumo efectivo” de un agente representativo, que se define como $C_t^* = CP_t + \theta GP_t$; según esta definición, una unidad de bienes y servicios públicos deja la misma utilidad que θ unidades de consumo privado y, por tanto, θ mide el grado de sustitución entre CP y GP . El individuo representativo está sujeto en cada período a la restricción presupuestaria habitual (con acceso libre al mercado de capitales), pero también tiene en cuenta la restricción presupuestaria del gobierno. Asumiendo una función de utilidad cuadrática, se llega entonces a ecuaciones de Euler del tipo¹⁰

$$E_{t-1}C_t^* = \alpha + \beta C_{t-1}^*$$

que, como puede observarse, en el caso de que $\theta = 0$ se reducen a la condición de Hall (1978) de que el consumo sigue un paseo aleatorio con deriva.

Sustituyendo la expresión $C_t^* = CP_t + \theta GP_t$ en las ecuaciones de Euler se llega a la siguiente función de consumo

$$CP_t = \alpha + \beta CP_{t-1} + \beta \theta GP_{t-1} - \theta E_{t-1}[GP_t] + e_t$$

la cual se combina con una ecuación auxiliar que se emplea para predecir los valores del consumo del gobierno

$$GP_t = \gamma + \varepsilon(L)GP_{t-1} + \omega(L)DP_{t-1} + v_t$$

donde $\varepsilon(L)$ y $\omega(L)$ son polinomios en el operador de retardos L de órdenes n y m , respectivamente, y DP representa el déficit neto *per capita* del gobierno. De esta última ecuación se deduce el predictor mínimo-cuadrático para $E_{t-1}[GP_t]$, dado por $E_{t-1}[GP_t] = \gamma + \varepsilon(L)GP_{t-1} + \omega(L)DP_{t-1}$, que al ser substituido en la función

¹⁰ Véase Aschauer (1985) para más detalles.

de consumo conduce, junto con la ecuación de predicción, al siguiente sistema bi-ecuacional

$$\begin{aligned} CP_t &= \delta + \beta CP_{t-1} + \eta(L)GP_{t-1} + \mu(L)DP_{t-1} + e_t \\ GP_t &= \gamma + \varepsilon(L)GP_{t-1} + \omega(L)DP_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (4)$$

sobre el que la estructura teórica del enfoque de expectativas racionales utilizado impone el siguiente conjunto de restricciones.

$$\begin{aligned} \delta &= \alpha - \theta\gamma \\ \eta_i &= \begin{cases} \theta(\beta - \varepsilon_i) & i = 1 \\ -\theta\varepsilon_i & i = 2, 3, \dots, n \end{cases} \\ \mu_j &= -\theta\omega_j \quad j = 1, 2, \dots, m \end{aligned}$$

Si estas restricciones no son válidas, entonces el déficit público tiene un impacto sobre el consumo privado que difiere del impacto justificado que el mismo debiera tener a través de la ecuación de predicción (efecto riqueza) y, por tanto, la proposición de equivalencia Ricardiana no será válida. Por el contrario, si al estimar el sistema (4) los resultados no violan las restricciones, existe evidencia empírica suficiente para justificar que la hipótesis conjunta de expectativas racionales/equivalencia Ricardiana proporciona una descripción aproximada de la realidad.

Otro conjunto importante de trabajos empíricos que ha utilizado el enfoque de Euler parte del modelo intertemporal de consumo planteado por Blanchard (1985). Este modelo anida tanto la HER como el caso no-Ricardiano a través de un parámetro que originalmente se interpretó como la probabilidad (p) de cada individuo de morir en un determinado momento del tiempo, pero que en nuestro caso tiene una interpretación más satisfactoria en el sentido de medir el grado de desconexión de unas generaciones con otras (Evans, 1993), la probabilidad de que los miembros actuales de una familia no dejen herencias a sus descendientes (Blanchard, 1985) o el grado de miopía de los consumidores respecto a los impuestos futuros (Brunila, 1997).

Dependiendo de que el parámetro p sea cero o positivo, las familias tienen horizontes infinitos (las generaciones se comportan de un modo continuo) y, por tanto, exhiben un comportamiento Ricardiano, o tienen horizontes de planificación finitos (existe cierto grado de desconexión de una generaciones con otras), considerando la deuda del gobierno como riqueza neta.

Algunos ejemplos de especificaciones que se deducen del modelo de Blanchard son las de Haque (1988), Hayashi (1982) o Evans (1988). En las tres se parte de la siguiente función de consumo que se deduce de las condiciones de primer orden asociadas a dicho modelo

$$CP_t = \alpha \left[(1+r)A_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1-p}{1+r} \right)^j E_t Y_{t+j}^I \right] \quad (5)$$

donde α es la propensión marginal del consumo respecto a la riqueza total e Y^l representa la renta laboral real neta de impuestos, y se completa dicha función con la restricción presupuestaria agregada dada por $A_t = (1+r)A_{t-1} + Y_t^l - CP_t$. Sin embargo, la forma en la que se resuelve el sistema es distinta en los tres casos.

Haque (1988) elimina la riqueza no humana del sistema bi-ecuacional anterior, obteniendo la ecuación de consumo siguiente¹¹

$$CP_t = (1+r) \left((1-\alpha) + \frac{1}{1-p} \right) CP_{t-1} - \left[\frac{(1+r)^2}{1-p} \right] (1-\alpha) CP_{t-2} - \alpha p \left(\frac{1+r}{1-p} \right) Y_{t-1}^l + \alpha \varepsilon_t - \alpha \left(\frac{1+r}{1-p} \right) \varepsilon_{t-1}$$

Por otro lado, Hayashi (1982) expresa la función de consumo como

$$CP_t = \left(\frac{1+r}{1-p} \right) [1 - \alpha(1-p)] CP_{t-1} - \alpha p \left[\frac{(1+r)^2}{1-p} \right] A_{t-2} - \alpha p \left(\frac{1+r}{1-p} \right) Y_{t-1}^l + \alpha \varepsilon_t$$

Finalmente, Evans (1988) elimina la riqueza humana y obtiene la ecuación¹²

$$CP_t = \left(\frac{1+r}{1-p} \right) (1-\alpha) CP_{t-1} - \alpha p \left(\frac{1+r}{1-p} \right) A_{t-1} + \alpha \varepsilon_t$$

En los tres casos expuestos, la HER se verifica sólo si $p = 0$ (horizonte infinito) y en ese caso el consumo contemporáneo es sólo función del consumo retrasado, no debiendo aparecer como significativa ninguna otra variable conocida en el período $t-1$ (Hall, 1978).

Respecto a las ecuaciones anteriores, Himarios (1995) argumenta que deberían modificarse apropiadamente para tener en cuenta la posibilidad de que exista un porcentaje (λ) del total de familias que sufren restricciones de liquidez (Campbell y Mankiw, 1990). En este caso de mercados de capitales imperfectos,

¹¹ En todos los casos, $\varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} (1-p)/(1+r)^j [(E_t - E_{t-1}) Y_{t+j}^l]$.

¹² Evans (1993) formula una variante estocástica en tiempo discreto del modelo de Blanchard, llegando a una ecuación del tipo $\Delta CP_t = \delta - p[(r+p)/(1-p)] A_{t-1} + v_t + \lambda v_{t-1}$, donde A_{t-1} representa el stock de activos financieros de las familias al final del período $t-1$, r es tipo de interés real (neto de impuestos) de dichos activos y λ es un parámetro que verifica $-1 < \lambda < 1$. Las estimaciones del parámetro $-p[(r+p)/(1-p)]$ -puede también estimarse el parámetro p si se "conoce" el valor de r -, y su significación estadística, darán una medida del grado de cumplimiento o no de la HER: si la proposición de neutralidad es válida tanto las estimaciones como las t -ratios deben estar cercanas a cero, mientras que si el modelo de Blanchard es correcto tanto las estimaciones como los estadísticos t tenderán a tomar valores negativos significativamente distintos de cero.

las soluciones al modelo de Blanchard en los tres trabajos considerados vendrían dadas por

$$\begin{aligned}
 CP_t &= (1+r) \left[(1-\alpha) + \frac{1}{1-p} \right] CP_{t-1} - (1-\alpha) \left[\frac{(1+r)^2}{1-p} \right] CP_{t-2} + \lambda Y_t^I - \\
 &\quad - \left(\frac{1+r}{1-p} \right) [\alpha p + \lambda(2-\alpha-p)] Y_{t-1}^I + \lambda(1-\alpha) \left[\frac{(1+r)^2}{1-p} \right] Y_{t-2}^I + \eta_t \\
 CP_t &= \left(\frac{1+r}{1-p} \right) [1-\alpha(1-p)] CP_{t-1} - \alpha p \left[\frac{(1+r)^2}{1-p} \right] A_{t-2} + \lambda Y_t^I - \\
 &\quad - \left(\frac{1+r}{1-p} \right) [\lambda - \alpha(\lambda-p)] Y_{t-1}^I + u_t \\
 CP_t &= \left(\frac{1+r}{1-p} \right) (1-\alpha) CP_{t-1} - \alpha p \left(\frac{1+r}{1-p} \right) A_{t-1} + \lambda Y_t^I - \lambda \left(\frac{1+r}{1-p} \right) (1-\alpha) Y_{t-1}^I + u_t
 \end{aligned}$$

donde $\eta_t = u_t - (1+r)u_{t-1}$.

En este contexto ampliado, la HER puede dejar de cumplirse no sólo porque $p > 0$ (horizonte finito), sino también por la existencia de restricciones de liquidez ($1 > \lambda > 0$).

Finalmente, concluiremos este epígrafe formulando la especificación que se deduce del trabajo de Haug (1996)¹³. Partiendo de la misma función de consumo (5) derivada de las ecuaciones de Euler¹⁴, y añadiendo a la misma las restricciones presupuestarias del gobierno y de las familias, Haug llega a la siguiente regresión de cointegración

$$\log \left(\frac{CP_t}{Y_t - GP_t} \right) = \delta + p \frac{D_t}{Y_t - GP_t} + \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{W_t - (Y_t - GP_t)}{CP_t} \right) + u_t \quad (6)$$

ecuación que representa la implicación contrastable del modelo de Blanchard. De nuevo en este caso el parámetro clave es p , y el contraste de la HER consistirá en determinar si el mismo es significativamente distinto de cero o no.

¹³ Lógicamente, esta recopilación de modelos no pretende ser exhaustiva sino en todo caso representativa de las especificaciones más utilizadas bajo el enfoque de ecuaciones de Euler. A este respecto, cabe destacar el trabajo de Brunila (1997), que puede considerarse como una extensión de buena parte de las investigaciones citadas anteriormente (Aschauer (1985), Blanchard (1985), Evans (1988,1993) y Haque (1988), fundamentalmente).

¹⁴ Pero desagregando el stock de activos total, A , en su vertiente privada (W) y gubernamental (D), y la renta salarial neta, Y , en su partida pre-impuestos (Y) e impuestos reales pagados netos de transferencias a las familias (J). Además, la versión del modelo que se propone permite que el tipo de interés real sea variable en el tiempo, lo que supone una generalización importante respecto a la mayor parte de los trabajos realizados bajo este enfoque.

3.3. Evidencia empírica

El trabajo empírico no ha sido concluyente en la investigación sobre la validez de la HER. Así, al nivel internacional¹⁵, mientras la HER no ha sido rechazada en el trabajo inicial de Barro ni en otras investigaciones posteriores de diversos autores (ver cuadro núm. 1), otros han encontrado evidencia que podemos considerar mixta (los resultados concuerdan en cierta medida con los postulados Ricardianos o Keynesianos, pero también se observan desviaciones en mayor o menor medida de las predicciones que se derivan de ambos modelos). Por último, también existe una amplia evidencia en contra de la hipótesis.

En general, en el caso de los trabajos con distintos ámbitos geográficos (varios países de la OCDE o de la Unión Europea) la evidencia ha sido mixta, aunque puede decirse que en general se rechaza la hipótesis de neutralidad, aunque los motivos son distintos en cada caso (como la existencia de restricciones de liquidez o de horizontes de planificación finitos, por citar dos de ellos, quizás los más importantes).

Cuadro I
EVIDENCIA SOBRE LA HER

Datos U.S.A.		
Rechazo HER	Aceptación HER	Evidencia mixta
Berheim (1987)	Aschauer (1985)	Barth <i>et al.</i> (1986)
Blinder y Deaton (1985)	Barro (1979)	Becker (1997)
Buiter y Tobin (1979)	Evans (1988, 1991)	Haug (1990)
Feldstein (1982)	Kochin (1974)	
Feldstein y Elmendorf (1990)	Kormendi (1983)	
Graham (1995)	Kormendi y Meguire (1986, 1990, 1995)	
Himarios (1995)	Leimer y Lesnoy (1982)	
Modigliani y Sterling (1986, 1990)	Seater (1982)	
Poterba y Summers (1987)	Seater y Mariano (1985)	
Yawitz y Meyer (1976)	Tanner (1979)	
Datos internacionales		
Evidencia mixta (en general, se rechaza la HER)		
Argimón (1996)	Brunila (1997)	Doménech <i>et al.</i> (2000)
Evans (1993)	Fuster (1993)	Kessler <i>et al.</i> (1986)
Koskela y Viren (1983)	Perelman y Pestieau (1983)	Raymond (1996)
Sarantis (1985)		

¹⁵ Buena parte de la literatura empírica sobre la HER se ha basado en datos sobre la economía americana debido a la disponibilidad de series temporales largas y a la existencia de datos sobre las actividades de los sectores público y privado mucho más desagregados y fiables que en otros países.

Para el caso español la evidencia ha sido no sólo escasa, sino también dispersa. Los trabajos más representativos que analizan de forma específica la HER son los de Argimón (1996), Fuster (1993), Marchante (1993), Raymond (1995) y Raymond y González-Páramo (1987). También cabe destacar el trabajo de Esteve *et al.* (1997), aunque en él no se examina directamente la HER, sino que se analiza si existe una relación significativa (sustituibilidad o complementariedad) entre el gasto público y el consumo privado.

En Argimón (1996) se especifica una función de consumo privado para algunos países de la Unión Europea, incluido el nuestro. Sus resultados indican que los países con un nivel reducido de renta *per capita* consideran el consumo público como sustitutivo del privado, mientras que los países con un nivel de endeudamiento inferior a la media consideran las transferencias (netas de impuestos) como complementarias en sus decisiones de consumo. España se encuentra en el grupo de países que muestran este doble comportamiento.

En el trabajo de Fuster (1993) se realiza un análisis econométrico de la función de consumo privado en cinco países de la Unión Europea, entre ellos España. Los resultados para el caso español apuntan al incumplimiento de la HER, aunque muestran que el sector privado anticipa parcialmente los mayores impuestos futuros que comporta el déficit actual.

Marchante (1993) investiga la cuestión de la neutralidad de la deuda en la economía española estimando distintas especificaciones estructurales de la función de consumo. Las estimaciones de la formulación más general muestran que el gasto público ejerce un efecto nulo o positivo sobre el consumo privado (implicando esto último el rechazo de la hipótesis de sustituibilidad del gasto público sobre el consumo privado), mientras que incrementos en los impuestos (netos de transferencias e intereses de la deuda pública) y en los beneficios societarios deprimen el consumo privado, rechazándose, además, la hipótesis de no significación de estas dos últimas variables. Por otro lado, en otra especificación más sencilla, se encuentra una influencia positiva y considerable (la propensión marginal a corto plazo es más elevada que la de los restantes tipos de ingresos) de las transferencias a las familias sobre el consumo y también un efecto positivo del ahorro de las empresas. En definitiva, sus resultados rechazan el modelo de equivalencia Ricardiana a favor de una interpretación más convencional (Keynesiana).

El trabajo de Raymond (1995) analiza la significatividad de los efectos a largo plazo del ahorro público sobre el consumo privado, encontrándose una estrecha asociación positiva entre ahorro público y consumo privado; es decir, durante el período analizado (1970-1993) los ahorros público y privado han actuado como sustitutivos y, por tanto, no puede rechazarse la hipótesis de sustituibilidad entre consumo público y privado.

Por otro lado, en Raymond y González-Páramo (1987) se examina la cuestión de la neutralidad de la deuda estimando una función de consumo general que engloba tanto el caso Keynesiano como el Ricardiano. Sus resultados iniciales conducen al rechazo de los modelos (débil y fuerte) de equivalencia Ricardiana, y al no rechazo del modelo Keynesiano. No obstante, cuando se introduce la variable precios (tanto en niveles como en incrementos)¹⁶ en el modelo general planteado, no se rechazan ni el modelo de equivalencia (fuerte) ni el modelo Keynesiano, aunque una comparación detallada entre ambas especificaciones (en base a los criterios de exogeneidad, análisis de residuos, especificación funcional, capacidad predictiva y constancia estructural) conduce a los autores a inclinarse hacia la especificación convencional.

Por último, Esteve *et al.* (1997) estiman un modelo intertemporal de consumo efectivo y contrastan la complementariedad o sustituibilidad entre el consumo privado y el gasto público (tanto en bienes y servicios como en inversión). Los resultados indican que la relación entre el consumo privado y las dos componentes del gasto público puede describirse como de “rivalidad” (un crecimiento del gasto público tiende a reducir la utilidad marginal del consumo privado), aunque en el caso de la inversión pública la relación es inestable a largo plazo, lo que limita la fiabilidad del resultado para esa partida del gasto.

Lo que puede desprenderse de la literatura empírica existente sobre el tema que nos ocupa es, en primer lugar, una preocupación cada vez mayor sobre cuestiones de tipo metodológico que si no son tenidas en cuenta pueden limitar la validez de las inferencias que se hagan a partir de los modelos estimados¹⁷; y, en segundo lugar, emerge la idea de que los requisitos teóricos que implica el cumplimiento de la HER son tan exigentes que su verificación exacta es muy improbable, pero en muchas economías puede ser una aproximación “razonable” (en términos estadísticos) a la realidad (Seater, 1993), aunque en muchas otras los efectos del déficit público sobre el consumo privado serán significativos y, por tanto, no se será válida la HER (Berheim, 1987).

¹⁶ La inclusión tanto del nivel de precios como de su tasa de cambio (inflación) puede argumentarse en base a la posible existencia de fenómenos de ilusión monetaria, efectos riqueza, efectos sobre los tipos reales de interés o efectos redistributivos (Raymond y González-Páramo, 1987, pág. 374).

¹⁷ Distintas razones podrían explicar las fuertes discrepancias en los resultados empíricos no sólo entre los diferentes países sino para un mismo estado: tamaño muestral, correlaciones espúreas, endogeneidad de los regresores, errores de medida-deflación incorrecta, separación de shocks (transitorios-permanentes), distinción entre efectos de corto-largo plazo o esperados-no esperados, tratamiento de las expectativas, estacionariedad de las series, cambio estructural, etc.

4. NUEVA EVIDENCIA PARA EL CASO ESPAÑOL

En esta sección se estimarán las especificaciones econométricas expuestas en el apartado anterior. Para ello, se utilizarán datos agregados de carácter anual para España que abarcan los años 1955 a 2000.

Se han consultado múltiples fuentes para obtener las series necesarias para llevar a cabo las estimaciones de este epígrafe. Éstas abarcan distintos volúmenes de la Contabilidad Nacional de España elaborada por el INE, la publicación elaborada por la Fundación BBV y el IVIE (Uriel *et al.*, 2000) sobre la contabilidad nacional de España enlazada para el período 1954-1997, algunos volúmenes de la Cuentas Financieras de la Economía Española y del Boletín Estadístico elaborados por el Banco de España, el Informe Económico del año 2000 elaborado por el BBVA (2000), las series históricas sobre el sector público construidas por Comín (1985), las publicaciones de la Fundación BBV sobre las dotaciones de stock de capital privado en España (Mas *et al.*, 1998), varias publicaciones del Instituto de Estudios Fiscales sobre las cuentas de las administraciones públicas, el estudio del sector de las AA.PP. de Argimón *et al.* (1999), las series macroeconómicas construidas por Corrales y Taguas (1989) y por Raymond y González-Páramo (1987), entre otros.

Todas las variables utilizadas en las estimaciones están expresadas en términos *per capita* (dividiéndolas por la población española total) y, salvo en el caso del stock de capital privado (para el cual se ha utilizado el deflactor correspondiente a esta variable), han sido transformadas a términos reales usando para ello el deflactor del consumo privado.

4.1. Estacionariedad de las variables

Dado que las regresiones que se realizarán se basan en el uso de series temporales, en primer lugar se llevará a cabo un análisis del orden de integrabilidad de las variables a fin de evitar posibles regresiones espurias entre ellas (Stock y Watson, 1988; Nelson y Plosser, 1982). Para este fin se utilizarán los contrastes ADF (Dickey y Fuller, 1979, 1981) y PP (Phillips y Perron, 1988), cuya hipótesis nula es que la variable analizada tiene una raíz unitaria. Los resultados de estos contrastes se presentan en el Cuadro 1; por otro lado, en la Gráfica 1 se representa la evolución de las series durante el período analizado (1955-2000).



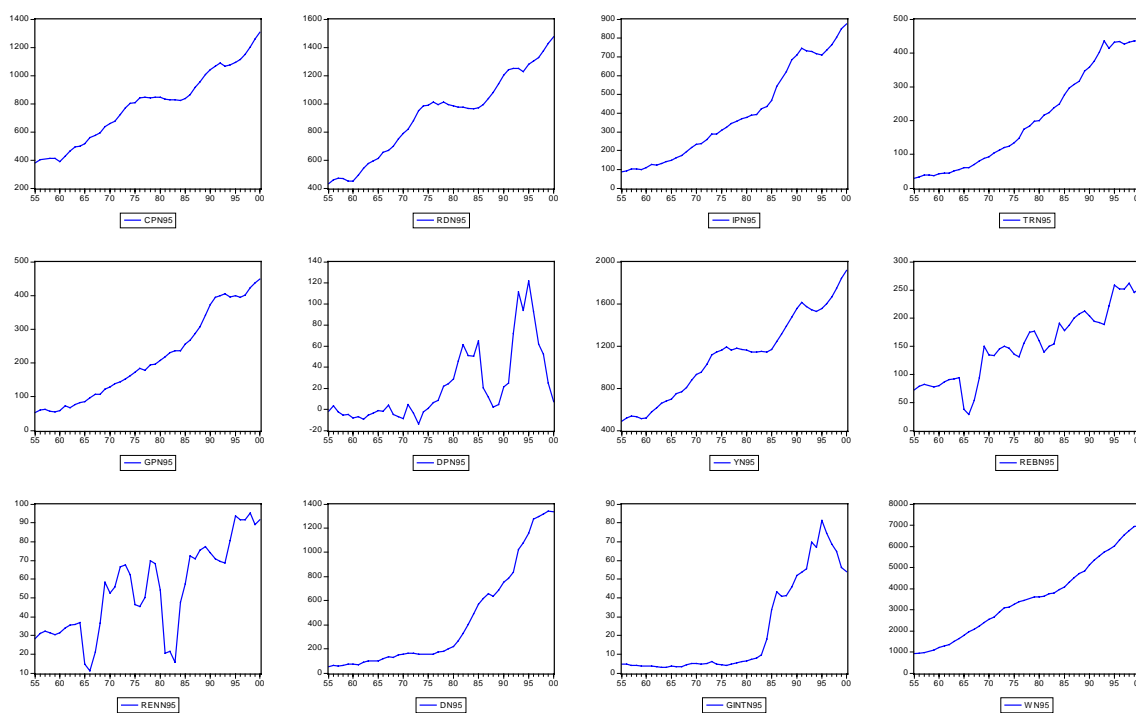
Cuadro 2
CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS

Nomenclatura	Definición	Contraste ADF (niveles/prim.dif.)		Contraste PP (niveles/prim.dif.)	
CPN95	Consumo privado	-2.32	-3.30**	-1.75	-3.36**
RDN95	Renta disponible neta	-2.32	-3.38**	-1.78	-3.44**
IPN95	Ingresos públicos totales	-2.19	-3.50**	-1.88	-3.59***
TRN95	Transferencias totales	-2.25	-5.80***	-2.23	-5.93***
GPN95	Gasto público total (incluye consumo de bienes y servicios y formación bruta de capital)	-2.44	-4.23***	-2.08	-4.32***
DPN95	Déficit de las AA.PP.	-1.92	-5.40***	-2.04	-5.55***
YN95	Renta disponible bruta (antes de impuestos y transferencias)	-3.23*	-2.98**	-1.98	-2.99**
REBN95	Ahorro empresarial bruto	-3.01	-5.27***	-3.15	-5.16***
RENN95	Ahorro empresarial neto	-2.53	-5.04***	-2.82	-4.94***
DN95	Stock de deuda pública	-1.21	-3.67***	-0.91	-3.73***
GINTN95	Intereses de la deuda	-1.80	-5.13***	-1.79	-5.24***
WN95	Riqueza privada (stock de capital privado productivo más activos líquidos en manos del público)	-1.61	-3.62***	-1.30	-3.57**

Notas: El añadido *N95* sobre la nomenclatura del texto principal significa que las variables originales se han dividido por la población (*N*) y se han deflactado usando el índice de precios adecuado con base 1995=100. Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significación del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Gráfica I

SERIES TEMPORALES DEL TRABAJO



La aplicación de los contrastes ADF y PP para las doce variables objeto de análisis indican que, salvo en un caso (y al 10% de significación), no puede rechazarse la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria, mientras que en todos los casos se rechaza la presencia de una segunda raíz unitaria a los niveles estándar de significación. Por tanto, las series analizadas en este trabajo puede considerarse que se comportan durante el período analizado como variables $I(1)$.

4.2. Estimación de las distintas especificaciones econométricas

Comenzaremos analizando la función de consumo propuesta por Buitier y Tobin (BT). En lugar de estimar por MCO la especificación (2), y teniendo en cuenta los resultados sobre estacionariedad del epígrafe anterior, realizaremos primero un análisis de cointegración y posteriormente procederemos a la estimación de las posibles relaciones de largo y/o corto plazo.

Dado el reducido número de observaciones (46 años) y el elevado número de variables implicadas tanto en la especificación Buitier-Tobin –como en la de Kormendi–, se ha decidido utilizar distintos enfoques econométricos (tanto de contraste como de estimación) a fin de obtener resultados “robustos” respecto a la perspectiva adoptada. En este sentido, a la hora de contrastar y estimar las posibles relaciones de cointegración se han utilizado tanto el enfoque ARDL de

Pesaran y Shin (1999) y Pesaran *et al.* (2001), como las metodologías de Johansen (1991) y Phillips-Hansen (1990).

Las variables implicadas en el función BT son, usando la nomenclatura del cuadro 2, *CPN95*, *YN95*, *IPN95*, *TRN95* y *DPN95*. Utilizando el contraste de cotas propuesto por Pesaran *et al.* (2001) –en la versión *F*–, y utilizando como soporte un modelo ARDL de orden uno, se obtuvo un valor de $F=4.87$. Los valores críticos de este contraste, para $K=4$ (el número de variables explicativas) son, al 95%, $C_0^K = 2.85$ y $C_1^K = 4.05$, y al 99%, $C_0^K = 3.82$ y $C_1^K = 5.12$. Por tanto, puede rechazarse la hipótesis nula de no cointegración al 95% (y también, aunque no se presentan los valores críticos, al 97.5%).

Utilizando el enfoque de Johansen, bajo la hipótesis de existencia de tendencias estocásticas en las series y un modelo VAR(1) como soporte del test, tanto el contraste de la traza como el del máximo autovalor indicaron la existencia de una (y sólo una) relación de cointegración, ambos al nivel del 5% y el 1%.

A la hora de estimar la regresión de cointegración, se ha decidido utilizar como marco econométrico de referencia el enfoque ARDL de Pesaran y Shin (1999), puesto que permite partir de una especificación dinámica uniecuacional que engloba el tipo de especificaciones para la función de consumo utilizadas en trabajos como los de Raymond y González-Páramo (1987) y Marchante (1993) y, por tanto, permite una comparación directa de nuestros resultados con los obtenidos en esas investigaciones. No obstante, también se han utilizado las metodologías de Johansen y Phillips-Hansen a fin de corroborar las estimaciones y conclusiones obtenidos (véase nota a pie de página 36).

Partiendo de un modelo general ARDL(1,1,1,1,1) para las cinco variables de la función BT, en primer lugar se ha simplificado el mismo en base a los criterios de información habituales -Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn-; todos los criterios condujeron al modelo ARDL(1,0,0,1,0)¹⁸. En base a este modelo se obtuvieron las siguientes estimaciones para los parámetros de largo plazo¹⁹:

¹⁸ Merece la pena destacar que la función de consumo estimada por Raymond y González-Páramo es un modelo ARDL(1,0,0,0,0); este modelo fue rechazado de forma clara al compararse con el ARDL(1,0,0,1,0) finalmente seleccionado. No obstante, los resultados de estimar tal función fueron (ecuación 2 del texto) $\hat{\beta}_1 = 0.489$, $\hat{\beta}_2 = -0.348$, $\hat{\beta}_3 = 0.544$, $\hat{\beta}_4 = -0.265$ y $\hat{\beta}_5 = 0.311$, varios de cuyos valores están en consonancia con los estimados en el mencionado trabajo (ecuaciones 1 y 2, pág. 377).

¹⁹ La información detallada sobre todos los resultados intermedios o complementarios se encuentra disponible y puede solicitarse a los autores. En el caso particular de la función Buitter-Tobin, las estimaciones de los parámetros de largo plazo obtenidas con el método de Johansen y con el de Phillips-Hansen fueron muy similares, pero hubo discrepancias respecto a la significatividad de la variable *DPN95*.

Cuadro 3

ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE CONSUMO BUITER Y TOBIN (largo plazo)

CPN95	YN95	IPN95	TRN95	DPN95
1	0.718 (32.57)	-0.589 (-2.99)	0.930 (2.73)	-0.460 (-1.94)

Nota: Los valores entre paréntesis representan los estadísticos *t* de cada parámetro.

Todos los valores estimados de la tabla anterior resultan estadísticamente significativos al nivel estándar del 95% (en el margen en el caso del déficit público), destacando el alto valor de la propensión marginal de las transferencias, lo que evidencia el fuerte impacto que tiene sobre el consumo privado esta variable asociada al fenómeno de redistribución de la renta.

Como se dijo en el apartado tercero, tanto el modelo Keynesiano como el Ricardiano son casos particulares de la especificación BT general. Al contrastar el modelo Keynesiano (2a), se obtuvo un valor para el estadístico de Wald de $W=95.41$, que claramente rechaza las restricciones implicadas por tal modelo ($P=0.000$). Pero también se rechaza el modelo Ricardiano, incluso en la versión más débil (2b), ya que el estadístico de Wald de las restricciones $\beta_2 = -\beta_3$, $\beta_2 = \beta_4$ tomó un valor de $W=9.11$, con una probabilidad de rechazo asociada de $P=0.01$. Como conclusión, la evidencia para el largo plazo apunta hacia un modelo de consumo que no está acorde ni con los postulados Keynesianos ni con los Ricardianos²⁰.

Por lo que respecta al corto plazo, los parámetros obtenidos de la representación de corrección del error (ECM) asociada al modelo ARDL seleccionado son²¹:

Cuadro 4

ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE CONSUMO BUITER Y TOBIN (corto plazo)

Δ CPN95	Δ YN95	Δ IPN95	Δ TRN95	Δ DPN95	ecm(-1)
1	0.522 (2.67)	-0.718 (-1.12)	1.179 (1.01)	-0.941 (-1.37)	-0.688 (-3.67)

²⁰ Cabe mencionar aquí que se llegó a las mismas conclusiones al utilizar el método de Phillips-Hansen para estimar la relación de largo plazo. Sin embargo, con la metodología de Johansen se rechazó el modelo Keynesiano pero no el Ricardiano débil.

²¹ A fin de corregir la posible endogeneidad de algunos de los regresores, este modelo se ha estimado por el método de variables instrumentales, usando como instrumentos la constante, el término de corrección del error y los retardos segundo y tercero de las variables *YN95*, *IPN95*, *TRN95* y *DPN95*.

Al contrastar sobre esta especificación el modelo Keynesiano, se obtuvo un estadístico de Wald de $W=10.78$, rechazándose claramente ($P=0.013$) las restricciones implicadas por dicho modelo. Sin embargo, al contrastar las restricciones asociadas a los modelos Ricardianos débil y fuerte se obtuvieron los estadísticos $W=0.78$ y $W=0.86$, con P -valores asociados de $P=0.68$ y $P=0.84$, por lo que no pueden rechazarse las restricciones asociadas a tales especificaciones. Como conclusión, comparando nuestras estimaciones con las de Raymond y González-Páramo (1987), los resultados apuntan en dirección contraria a los suyos, ya que se acepta la hipótesis de equivalencia, incluso en la versión más extrema de neutralidad completa, y se rechaza de forma clara el modelo Keynesiano de consumo.

Para estimar la función de consumo propuesta por Kormendi (ecuación 3) se ha seguido un procedimiento similar al llevado con la función Buiter-Tobin. En primer lugar, y partiendo de nuevo de un modelo ARDL de primer orden para las variables CPN95, YN95, WN95, GPN95, IPN95, TRnN95, GINTN95, REBN95 y DN95, se ha contrastado la posibilidad de cointegración entre las mismas a través del test de cotas propuesto por Pesaran *et al.* (2001). En este caso, el valor del estadístico F de significación de las variables en niveles retardadas un período fue $F=6.35$, que sobrepasa claramente la cota superior de los valores críticos asociados (al 95%, $C_0^K = 2.27$ y $C_1^K = 3.45$, y al 99%, $C_0^K = 2.85$ y $C_1^K = 4.13$, con $K=8$). Por tanto, existe evidencia de cointegración entre las variables implicadas en la función de Kormendi^{22 23}.

Una vez simplificado el modelo ARDL general, concluyéndose en una especificación del tipo ARDL(0,0,1,1,1,0,0,1,1) en función de los criterios de información, se estimó la relación a largo plazo asociada a la misma. Los resultados fueron los siguientes:

Cuadro 5.a

ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE CONSUMO DE KORMENDI (largo plazo)

CPN95	YN95	WN95	GPN95	IPN95	TRnN95	GINTN95	REBN95	DN95
1	0.631 (9.19)	0.026 (1.34)	-0.591 (-2.54)	-0.189 (-1.60)	0.722 (2.91)	0.226 (1.06)	-0.165 (-2.60)	0.013 (0.43)

²² Hay que destacar en este caso los resultados obtenidos con el enfoque de Johansen, aunque los mismos no deben sorprender a la vista del número tan elevado (nueve) de variables que aparecen el modelo VAR. Con esta metodología, al 95% no se rechazó la presencia de cuatro o cinco relaciones de cointegración entre las variables implicadas (aunque al 1% el contraste del máximo autovalor indicó la existencia de a lo sumo dos relaciones).

²³ Al utilizar la variable de ahorro empresarial neto (*RENN95*) en lugar del bruto, el valor del estadístico F fue $F=5.44$, rechazándose también la hipótesis nula de ausencia de cointegración.

Los resultados de la tabla anterior pueden compararse, aunque no de forma completa (ya que nuestra especificación es más amplia) con los obtenidos por Marchante (1993) (ecuación tres del cuadro segundo, pág. 140). A este respecto cabe destacar la significatividad del gasto público, que influye negativamente sobre el consumo privado y, por tanto, evidencia la relevancia del efecto *crowding-out* entre los gastos privado y público; y la falta de significación de las variables de ingresos públicos, intereses de la deuda pública y volumen de deuda del gobierno, lo que estaría en línea con la hipótesis de equivalencia. Por otro lado, e igual que ocurría en el trabajo de Marchante, el ahorro empresarial bruto ejerce un efecto negativo significativo sobre el consumo, tal como postula el enfoque Keynesiano. Finalmente, cabe destacar, de nuevo, el valor del coeficiente estimado de la variable transferencias a las familias, que además resulta de nuevo altamente significativo.

Al contrastar formalmente las hipótesis Keynesiana y Ricardiana en sus versiones débiles (ecuaciones 3a y 3c, respectivamente), se obtuvieron valores para los estadísticos de Wald y P-valores asociados de $W=6.47$ ($P=0.011$) y $W=11.12$ ($P=0.025$)²⁴, por lo que de nuevo ambos postulados son rechazados en el largo plazo por los datos.

Respecto a la función de consumo a largo plazo considerada, se ha contemplado también la posibilidad de utilizar como variable indicadora de la cantidad de beneficios no distribuidos por las empresas el ahorro empresarial neto, *RENN95*, en lugar del ahorro bruto. En este caso los resultados de largo plazo que se obtuvieron tras la simplificación del modelo ARDL(1,1,1,1,1,1,1,1) general al ARDL(0,0,1,0,1,0,0,1,0) finalmente considerado fueron:

Cuadro 5.b

ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE CONSUMO DE KORMENDI (largo plazo)

CPN95	YN95	WN95	GPN95	IPN95	TRnN95	GINTN95	RENN95	DN95
1	0.551	0.049	-0.433	-0.054	0.276	0.257	-0.174	-0.030
	(9.12)	(2.99)	(-1.88)	(-0.55)	(1.75)	(0.95)	(-1.32)	(-1.16)

Como puede observarse, los resultados son cualitativamente similares a los obtenidos en el caso de utilizar la variable de ahorro empresarial bruto, aunque las estimaciones difieren sensiblemente respecto a las primeras, sobre todo en las variables de riqueza privada (*WN95*), transferencias netas (*TRnN95*) y en la significación de la variable ahorro (*RENN95*). De nuevo pue-

²⁴ El rechazo de la hipótesis de equivalencia débil se debe a la significatividad de la variable *REBN95* ya que los datos no rechazaron la hipótesis conjunta de nulidad de los parámetros asociados a las variables *IPN95*, *GINTN95* y *DN95*.

de apreciarse el efecto significativamente negativo del gasto público sobre el consumo, lo que invalida incluso la hipótesis más débil de comportamiento Keynesiano. Sin embargo, las estimaciones obtenidas ahora para los parámetros $\beta_4, \beta_5, \beta_7, \beta_8$ y β_9 están más de acuerdo con los postulados Ricardianos; de hecho, el contraste formal de la hipótesis de equivalencia arrojó en este caso un valor de $W=7.56$, con un P-valor asociado de $P=0.11$, por lo que no puede rechazarse la misma.

Como conclusión, utilizando el enfoque consolidado de Kormendi, en el largo plazo parece existir cierta evidencia a favor de la hipótesis de equivalencia. En todo caso, el comportamiento anti-Ricardiano viene dado por la significación, si se utiliza el ahorro empresarial bruto y no el neto, del efecto sustitución entre el ahorro empresarial y el familiar (Feldstein, 1973).

En lo referente al corto plazo, a continuación se presentan las estimaciones obtenidas tras encontrar el modelo ECM asociado a las especificaciones ARDL utilizadas, estimadas en ambos casos por el método de variables instrumentales:

Cuadro 6
ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE CONSUMO DE KORMENDI
(corto plazo)

$\Delta CPN95$	$\Delta YN95$	$\Delta WN95$	$\Delta GPN95$	$\Delta IPN95$	$\Delta TRnN95$	$\Delta GINTN95$	$\frac{\Delta REBN95}{\Delta RENN95}$	$\Delta DN95$	ecm(-1)
1	0.544 (6.16)	-0.028 (-0.92)	-0.275 (-0.96)	-0.239 (-1.63)	0.666 (2.86)	-0.335 (-0.94)	0.084 (0.94)	-0.048 (-1.09)	-0.885 (-6.27)
1	0.498 (5.91)	-0.035 (-1.23)	-0.342 (-0.94)	-0.153 (-1.05)	0.406 (1.81)	-0.420 (-0.97)	0.173 (0.88)	-0.022 (-0.50)	-0.883 (-5.91)

Como puede apreciarse, los resultados difieren substancialmente de los obtenidos para la ecuación de largo plazo. En primer lugar, el gasto público tiene un parámetro no estadísticamente significativo en las dos versiones estimadas ($W=0.92$, $P=0.34$; $W=0.88$, $P=0.35$), mientras que la hipótesis de nulidad de los coeficientes asociados a las variables $IPN95$, $GINTN95$, $RE(B/N)N95$ y $DN95$ no se rechaza en ninguno de los dos casos ($W=9.40$, $P=0.05$; $W=2.81$, $P=0.59$), aunque en la primera ecuación se encuentra en el margen de rechazo²⁵. Por tanto, en este caso la evidencia es mixta, con resultados tanto Keynesianos como Ricardianos.

²⁵ Sin embargo, individualmente ninguna de las variables resultó significativa a niveles superiores del 10%.

Una vez estimadas las especificaciones *estructurales* de Buitert-Tobin y Kormendi, a continuación abordamos la estimación de distintas formulaciones asociadas al enfoque de Euler. A este respecto hay que señalar que el procedimiento de estimación elegido ha sido en todos los casos el método generalizado de los momentos (GMM), por tratarse del método más adecuado para estimar ecuaciones que se derivan directamente de las condiciones de primer orden asociadas a problemas de optimización intertemporales (Favero, 2001).

En primer lugar, y antes de proceder a la estimación del modelo de Aschauer (ecuaciones 4) se ha contrastado que las variables que aparecen en cada ecuación cointegran. En este caso, y dado que no se trabaja con un número elevado de variables, se ha utilizado el contraste habitual de Johansen²⁶. Respecto a la primera de las ecuaciones, donde intervienen las variables *CPN95*, *GPN95* y *DPN95*, tanto el contraste de la traza ($\lambda_{\text{traza}} = 30.76$) como el del máximo autovalor ($\lambda_{\text{max}} = 26.76$) indicaron la presencia de sólo una relación de cointegración (al 5% y al 1%) entre dichas variables. Para las variables de la segunda ecuación, *GPN95* y *DPN95*, el resultado fue el mismo ($\lambda_{\text{traza}} = 20.13$, $\lambda_{\text{max}} = 19.17$), por lo que se procedió a la estimación conjunta del sistema de Aschauer con las variables en niveles. Tras realizar los contrastes oportunos, finalmente se concluyó que dos retardos en los polinomios $\varepsilon(L)$ y $\omega(L)$ eran suficientes para una descripción adecuada de la evolución de la variable de gastos del gobierno, *GPN95*, por lo que el sistema finalmente estimado fue

$$\begin{aligned} \text{CPN95}_t &= \alpha + \beta \text{CPN95}_{t-1} + \eta_1 \text{GPN95}_{t-1} + \\ &+ \eta_2 \text{GPN95}_{t-2} + \mu_1 \text{DPN95}_{t-1} + \mu_2 \text{DPN95}_{t-2} + e_t \\ \text{GPN95}_t &= \gamma + \varepsilon_1 \text{GPN95}_{t-1} + \varepsilon_2 \text{GPN95}_{t-2} + \omega_1 \text{DPN95}_{t-1} + \omega_2 \text{DPN95}_{t-2} + v_t \end{aligned}$$

La estimación libre del sistema anterior por GMM, utilizando como instrumentos una constante y los retardos segundo y tercero de las variables *CPN95*, *GPN95* y *DPN95* dio como resultado los valores que aparecen en el siguiente cuadro, que también recoge los resultados de la estimación restringida²⁷.

²⁶ No obstante, e igual que ocurrió en los modelos anteriores, se ha completado el análisis de cointegración con otros métodos complementarios, en este caso con el contraste de cotas de Pesaran-Shin-Smith. En todos los casos el resultado fue el mismo que al utilizar el enfoque de Johansen.

²⁷ En todos los casos donde se ha utilizado el método GMM, se ha contrastado la idoneidad de los instrumentos elegidos a través del contraste de Hansen (1982).

Cuadro 7
ESTIMACIÓN DEL MODELO DE ASCHAUER

Modelo no restringido	Modelo restringido
$\alpha = 12.112$ (0.87)	$\delta = 38.514$ (4.08)
$\beta = 1.014$ (28.26)	$\beta = 0.937$ (33.35)
$\eta_1 = 1.068$ (1.93)	$\theta = -2.171$ (-8.31)
$\eta_2 = -1.120$ (-1.82)	
$\mu_1 = -0.666$ (-3.42)	
$\mu_2 = 0.806$ (4.24)	
$\gamma = 2.253$ (1.63)	$\gamma = 3.744$ (3.23)
$\varepsilon_1 = 1.789$ (6.63)	$\varepsilon_1 = 1.735$ (10.31)
$\varepsilon_2 = -0.791$ (-2.72)	$\varepsilon_2 = -0.750$ (-4.11)
$\omega_1 = -0.276$ (-2.88)	$\omega_1 = -0.301$ (-3.74)
$\omega_2 = 0.280$ (8.35)	$\omega_2 = 0.343$ (11.39)

Como puede apreciarse, los valores libres y restringidos son muy similares; de hecho el contraste conjunto de las hipótesis de expectativas racionales/equivalencia Ricardiana, dadas en nuestra aplicación por las restricciones

$$\begin{aligned} \delta &= \alpha - \theta\gamma \\ \eta_i &= \begin{cases} \theta(\beta - \varepsilon_i) & i = 1 \\ -\theta\varepsilon_i & i = 2 \end{cases} \\ \mu_j &= -\theta\omega_j \quad j = 1,2 \end{aligned}$$

arrojó un valor de $W=0.004$, con un P-valor asociado de $P=0.99$, lo que conduce al no rechazo de dichas restricciones. Por tanto, los datos no contienen información que evidencie un comportamiento no racional y/o no Ricardiano de los consumidores.

Además de proporcionar un medio de contraste de la HER, el modelo de Aschauer permite cuantificar el grado de complementariedad/sustituibilidad en la relación consumo privado/público. A la vista del parámetro obtenido tras la estimación del modelo, $\hat{\theta} = -2.171$, el cual resulta significativo a niveles inferiores al 1%, nuestra conclusión a partir de este modelo sería la de que el consumo privado y el del gobierno pueden considerarse como complementarios. Estos resultados estarían en clara consonancia con los obtenidos por Karras (1994) para una muestra de treinta países, pero discrepan claramente con los obtenidos anteriormente por nosotros a partir de la función de Kormendi (tanto en el corto como en el largo plazo) y también con los obtenidos por Esteve *et al.* (1997). A continuación intentaremos aclarar esta discrepancia, utilizando para ello argumentos similares a los utilizados por Graham (1993) para explicar la inestabilidad de las estimaciones del modelo de Aschauer para el caso americano.

En primer lugar, y con vistas al posterior análisis que se va a realizar, se ha llevado a cabo un análisis de cointegración entre las variables $CPN95$ y $GPN95$, por un lado, y $CPN95$, $GPN95$ y $RDN95$, por otro (la inclusión de la renta disponible real *per capita* se justifica en base a la posible existencia de restricciones de liquidez; Campbell y Mankiw (1990), Graham (1993)). En ambos casos, y bajo todas las hipótesis posibles en cuanto a la catalogación de las propiedades estocásticas de las series, no se pudo rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración entre tales variables, por lo que puede concluirse que no existe relación estable a largo plazo entre ellas y sólo cabe preguntarse acerca de la relación a corto plazo entre las mismas²⁸.

En primera instancia se estimará la ecuación

$$\Delta CPN95_t = \alpha - \theta \Delta GPN95_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

la cual resulta de imponer la restricción $\beta = 1$ en el modelo de Aschauer. Como puede deducirse de los valores estimados del cuadro 6, esta hipótesis parece verificarse empíricamente en nuestro caso (el contraste formal de la hipótesis arrojó unos valores de $W=0.11$ [$P=0.74$] y $W=1.21$ [$P=0.27$] en las versiones libre y restringida, respectivamente), con lo que los resultados de la estimación de la ecuación (7) debieran ser similares a los obtenidos con el modelo bi-ecuacional (4).

Los valores de la primera fila del cuadro 8, obtenidos estimando por GMM la ecuación antes mencionada usando como instrumentos las variables $GPN95_{t-i}$, $DPN95_{t-i}$ para $i=1,2$ (las utilizadas para predecir los valores futuros del gasto gubernamental), arrojan para el parámetro θ un valor similar al obtenido anteriormente y no se rechaza ($P=0.524$) el correspondiente contraste de las

²⁸ En Esteve *et al.* no se rechaza la hipótesis nula de cointegración entre el consumo privado y el público y, además, no se encuentra necesario incluir la renta neta disponible de las familias ya que al hacerlo se rechaza dicha hipótesis.

restricciones de sobreidentificación (el análogo a las restricciones cruzadas del modelo de Aschauer), lo que nos indica que “el problema” en la estimación de parámetro de sustitución no se encuentra en el método de estimación.

Tal como indica Graham (1993), los resultados de la estimación del modelo de Aschauer están sujetos a un considerable nivel de fragilidad debido, entre otras cosas, a la omisión de la renta disponible en dicho modelo.

Por este motivo, habría que reespecificar el modelo (7) para incorporar dicha variable, con lo que la ecuación a estimar sería del tipo siguiente (ver Graham (1993), Karras (1994) o Esteve *et al.* (1997))

$$\Delta CPN95_t = \alpha - \theta \Delta GPN95_t + \lambda \Delta RDN95_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

donde $E_{t-2}[\varepsilon_t] = 0$. Restringiendo el parámetro λ igual a cero, cuando realmente es significativo, puede producir un sesgo importante en la estimación de θ , lo que explicaría el valor anormal encontrado al estimar con nuestros datos el modelo de Aschauer.

Se ha estimado la ecuación (8) por el método GMM, utilizando como instrumentos una constante y las variables *CPN95*, *GPN95*, *RDN95* y *DPN95* retardadas dos y tres períodos (estos son los mismos instrumentos utilizados por Karras en su análisis internacional) obteniéndose los resultados que se muestran en la segunda fila del cuadro 8.

Cuadro 8
ESTIMACIÓN DEL MODELO DE GRAHAM

$\Delta CPN95$	$\Delta GPN95$	$\Delta RDN95$	Constante
1	-2.027 (-3.76)		2.779 (0.49)
1	0.357 (2.32)	0.577 (7.02)	8.075 (5.27)

Como puede apreciarse, los valores estimados con el modelo (8) difieren substancialmente de los encontrados a partir de la ecuación (7). En primer lugar, la restricción $\lambda = 0$ es claramente rechazada por los datos ($W=49.22$, $P=0.00$). En segundo lugar, la estimación del parámetro θ cambia radicalmente, tanto en signo como en magnitud, respecto a la obtenida anteriormente. El valor obtenido, $\hat{\theta} = 0.357$, es altamente significativo ($W=5.37$, $P=0.02$) y nos confirma los resultados obtenidos con el modelo de Kormendi (ver cuadro 6), señalando de nuevo la relación de sustituibilidad entre el consumo privado y el público.

Por otro lado, el modelo (8) nos proporciona una estimación del efecto renta sobre el consumo privado, cuantificado en este caso en $\hat{\lambda} = 0.577$, valor que también puede interpretarse como la proporción de renta que está sujeta a

restricciones de liquidez (es gastada por individuos que consumen toda la renta contemporánea, Campbell y Mankiw (1990)).

Como se anotó en el apartado tercero, ha habido un buen número de investigaciones que ha utilizado el enfoque de Euler partiendo del modelo de consumo de Blanchard (1985). Entre ellos destacan los trabajos de Haque (1988), Hayashi (1982) o Evans (1988), de los cuales estimaremos este último puesto que en principio los tres son equivalentes desde el punto de vista matemático.

Los resultados obtenidos de la estimación GMM de la ecuaciones derivadas por Evans²⁹, tanto en el caso de incluir como excluir la posibilidad de existencia de restricciones de liquidez fueron los siguientes (igual que en casos anteriores, los instrumentos consistieron, aparte de la constante, en las variables del modelo retardadas dos y tres períodos).

Cuadro 9
ESTIMACIÓN DEL MODELO DE EVANS

CPN95	CPN95(-1)	AN95(-1)	RDN95	RDN95(-1)
1	1.047 (69.43)	-0.002 (-0.63)		
1	0.974 (11.23)	-0.001 (-0.67)	0.669 (6.83)	-0.638 (-8.47)

Respecto a la ecuación básica, la hipótesis nula de horizonte de planificación infinito no se rechaza, ya que el parámetro asociado a la variable $AN95(-1)$ no es significativo ($W=0.39$, $P=0.53$) y, por tanto, no existe evidencia en contra de la HER³⁰. Sin embargo, en la versión ampliada, aunque no se rechaza la hipótesis de que $p=0$ ($W=0.46$, $P=0.50$), sí se rechaza claramente la hipótesis de ausencia de significación de los parámetros asociados a las variables $RDN95$ y $RDN95(-1)$ ($W=72.45$, $P=0.00$), indicando la existencia de restricciones de liquidez. Además, el coeficiente de la renta disponible contemporánea, $\hat{\lambda} = 0.669$, nos informa de nuevo de la proporción de renta sometida a dichas restricciones, obteniéndose un valor similar al encontrado con el modelo ampliado de competencia/complementariedad analizado con anterioridad. Como conclusión, los resultados apuntan a que la fuente de alejamiento de la HER no es la 'miopía' de los consumidores, sino la existencia de un mercado de capitales imperfecto, en el que existe una proporción importante de familias sometidas a restricciones de liquidez.

²⁹ Previo paso a la estimación se llevó a cabo un análisis de cointegración, concluyéndose que entre las variables implicadas en el modelo existe (en este caso al 95% de confianza) una sola relación de cointegración.

³⁰ Se llega a un resultado similar estimando el modelo propuesto por Evans (1993) [ver nota 25]. En este caso, el parámetro de la variable $AN95(-1)$ tampoco resultó significativo ($W=1.05$, $P=0.31$) por lo que no puede rechazarse la hipótesis de horizontes infinitos.

Finalmente, para concluir con la estimación de ecuaciones de Euler, se ha estimado el modelo formulado por Haug (1996) obteniéndose los siguientes resultados³¹.

Cuadro 10
ESTIMACIÓN DEL MODELO DE HAUG

log (CPN95/[YN95-GPN95])	DN95/[YN95-GPN95]	log[(WN95-YN95+GPN95)/CPN95]	Constante
1	0.051 (1.20)	0.012 (0.85)	-0.179 (-6.44)

Al realizar el contraste de Wald de significatividad del parámetro ρ , se obtuvo un valor de $W=1.45$, con un P -valor asociado de $P=0.229$, por lo que no puede rechazarse, de nuevo, la hipótesis de planificación con horizonte infinito.

5. CONCLUSIONES

Las estimaciones realizadas han intentado ser exhaustivas en el sentido de someter a prueba la HER bajo distintas especificaciones y enfoques, tanto teóricos como econométricos. A partir de estas estimaciones podemos deducir que en el caso español ninguna de las dos perspectivas teóricas relativas a los efectos de la política fiscal sobre el consumo privado se adapta fielmente a los datos observados durante el período 1955-2000. No obstante, sí existe evidencia, aunque sea frágil en términos inferenciales, de adaptación a la realidad española de la hipótesis de neutralidad parcial y, en todo caso, los contrastes han puesto de manifiesto el rechazo claro de las versiones estándar que se deducen del enfoque Keynesiano de consumo.

Por otra parte, los resultados obtenidos señalan distintas fuentes de alejamiento de la hipótesis Ricardiana. Nos referimos básicamente a la significación de los efectos estimados de las variables ahorro empresarial (sólo en términos brutos) y renta contemporánea, lo que pone de manifiesto la presencia de efectos sustitución entre el ahorro empresarial y el familiar y la existencia de restricciones de liquidez que condicionan el comportamiento del consumo privado en España.

³¹ Igual que en casos anteriores, se contrastó en primer lugar la existencia de cointegración, señalando claramente (tanto al 5% como al 1%) el test de Johansen la presencia de una relación (y sólo una) de cointegración entre las variables $\log(CPN95/[YN95-GPN95])$, $DN95/[YN95-GPN95]$ y $\log[(WN95-YN95+GPN95)/CPN95]$. Por otro lado, para la estimación GMM se han utilizado los retardos segundo y tercero de las variables $DN95$, $WN95$, $YN95$ y $GPN95$, aparte de la constante.

REFERENCIAS

- ALESINA A. y DRAZEN A. (1991): "Why Are Stabilizations Delayed?", *American Economic Review*, Vol. 81, pp. 1170-1188.
- ARGIMÓN I. (1996): "El comportamiento del ahorro y su composición: evidencia empírica para algunos países de la Unión Europea", Banco de España - Servicio de Estudios, Estudios Económicos, n.º 55.
- ARGIMÓN I., GÓMEZ A.L., HERNÁNDEZ DE COS P. y MARTÍ F. (1999): "El Sector de las Administraciones Públicas en España", Banco de España - Servicio de Estudios, Estudios Económicos, n.º 68.
- ASCHAUER D. (1985): "Fiscal policy and aggregate demand", *American Economic Review*, Vol. 75, pp. 117-127.
- BARRO R. (1974): "Are government bonds net wealth?", *Journal of Political Economy*, Vol. 82, pp. 1095-1117.
- (1979): "On the determination of the public debt", *Journal of Political Economy*, Vol. 87, pp. 940-971.
- (1989): "The Ricardian approach to budget deficits", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 3, pp. 37-54.
- BARTH J., IDEN G. y RUSSEK F. (1986): "Government debt, government spending, and private sector behavior: comment", *American Economic Review*, Vol. 76, pp. 1158-1167.
- BECKER T. (1997): "An investigation or Ricardian equivalence in a common trends model", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 39, pp. 405-431.
- BECKER T. y PAALZOW A. (1996): "Real Effects of Budget Deficits: Theory and Evidence", *Swedish Economic Policy Review*, Vol. 2, pp. 343-383.
- BERHEIM B. (1987): "Ricardian equivalence: an evaluation of theory and evidence", *NBER Working Paper Series*, Working Paper No. 2330.
- BERHEIM B.D. (1989): "A Neoclassical Perspective on Budget Deficits", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 3 (2), pp. 55-72.
- BLANCHARD O. (1985): "Debt, deficits, and finite horizons", *Journal of Political Economy*, Vol. 93, pp. 223-247.
- BLANCHARD O. y FISCHER S. (1989), *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge: MIT Press.
- BLINDER A. y DEATON A. (1985): "The time series consumption function revisited", *Brookings Papers of Economic Activity*, Vol. 2, pp. 465-511.



- BRUNILA A. (1997): "Fiscal policy and private consumption-saving decision: European evidence", Bank of Finland Studies, E:8.
- BUCHANAN J. y FLOWERS, M. (1987): "Deuda Pública y Hacienda Pública", *Papeles de Economía*, Vol. 33, FIES.
- BUCHANAN J. y WAGNER, R.E. (1977): "Democracy in Déficit: The Political Legacy of Lord Keynes", New York.
- BUITER W. y CARMICHAEL J. (1984): "Government debt: comment", *American Economic Review*, Vol. 74, pp. 762-765.
- BUITER W. y TOBIN (1979): "Debt neutrality: A brief review of doctrine and evidence", *Social Security versus Private Saving*, ed. G.M. Von Furstemberg. Cambridge.
- BURBRIDGE J. (1984): "Government debt: a reply", *American Economic Review*, Vol. 74, pp. 766-767.
- CABALLERO R.J. (1990): "Consumption Puzzles and Precautionary Savings", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 25, pp. 113-136.
- CAMPBELL J.H. y MANKIW N.G. (1990): "Permanent income, current income, and consumption" *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 8, pp. 265-279.
- CARDIA E. (1997): "Replicating Ricardian equivalence tests with simulated series", *American Economic Review*, Vol. 87, pp. 65-79.
- CARMICHAEL J. (1982): "On Barro's theorem on debt neutrality: the irrelevance of net wealth", *American Economic Review*, Vol. 72, pp. 202-213.
- CARROLL C.D. (1997): "Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2, pp. 61-156.
- COMÍN F. (1985): "Fuentes cuantitativas para el estudio del sector público en España 1801-1980", Instituto de Estudios Fiscales, monografía núm. 40.
- CORRALES A. y TAGUAS D. (1989): "Series macroeconómicas para el período 1954-1988: un intento de homogeneización", Ministerio de Economía y Hacienda.
- DE PABLOS L. (1998): "Introducción al estudio del gasto público: principales cifras, evolución en España y Europa y desarrollos recientes", Documento de Trabajo 9816, Facultad de CC EE. y EE., Universidad Complutense de Madrid.
- DICKEY D.A. y FULLER W.A. (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp.427-431.
- (1981): "Likelihood ratio tests for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, Vol. 49, pp.1057-1072.
- DOMÉNECH R., TAGUAS D. y VARELA J. (2000): "The effects of budget deficit on national saving in the OCDE", *Economics Letters*, Vol. 69, pp. 377-383.
- ELMENDORF D.W. y MANKIW N.G. (1998): "Government debt", *NBER Working Paper Series*, Working Paper N.º 6470.

- ESTEVE V., CAMARERO M. y TAMARIT C. (1997): "Gasto público y consumo privado en España: ¿sustitutivos o complementarios?", *Hacienda Pública Española*, Vol. 140, pp. 75-95.
- EVANS P. (1988): "Are consumers Ricardian? Evidence for the United States", *Journal of Political Economy*, Vol. 96, pp. 983-1004.
- (1991): "Is Ricardian equivalence a good approximation?", *Economic Inquiry*, Vol. 29, pp. 626-644.
- (1993): "Consumers are not Ricardian: evidence from nineteen countries", *Economic Inquiry*, Vol. 31, pp. 534-548.
- FAVERO C. (2001), *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press.
- FELDSTEIN M. (1973): "Tax incentive, corporate saving, and capital accumulation in the United States", *Journal of Public Economics*, Vol. 2, pp. 159-171.
- (1982): "Government deficits and aggregate demand", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 9, pp. 1-20.
- FELDSTEIN M. y ELMENDORF D. (1990): "Government debt, government spending, and private sector behavior revisited: comment", *American Economic Review*, Vol. 80, pp. 589-599.
- FLAVIN M. (1981): "The adjustment of consumption to changing expectations about future income", *Journal of Political Economy*, Vol. 89, pp. 974-1007.
- (1987): "Comment", en *NBER Macroeconomics Annual*, S. Fisher (ed.), pp. 304-309.
- FUSTER M.L. (1993): "La hipótesis de Equivalencia Ricardiana: un análisis empírico en los países de la Comunidad Europea", *Investigaciones Económicas*, Vol. XVII, pp. 495-506.
- GONZÁLEZ-PÁRAMO J.M. y RAYMOND J.L. (1988): "Déficit, Impuestos y crecimiento del Gasto Público", *Papeles de Economía Española*, n.º 37, pp. 125-144.
- GRAHAM F. (1993): "Fiscal policy and aggregate demand: comment", *American Economic Review*, Vol. 83, No. 3, pp. 659-666.
- (1995): "Government debt, government spending, and private sector behavior: comment", *American Economic Review*, Vol. 85, pp. 1348-1356.
- HAQUE N. (1988): "Fiscal policy and private saving behavior in developing countries", Staff Papers 35, International Monetary fund, pp. 316-335.
- HAUG, A. (1990): "Ricardian equivalence, rational expectations, and the permanent income hypothesis", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 22, N.º 3, pp. 305-326.
- (1996): "Blanchard's model of consumption: an empirical study", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 14, pp. 169-177.
- HALL R. (1978): "Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence", *Journal of Political Economy*, Vol. 86, pp. 971-987.

- HANSEN L.P. (1982): "Large Sample Properties of Generalized Methods of Moments Estimators", *Econometrica*, Vol. 50, pp. 1029-1054.
- HAYASHI F. (1982): "The permanent income hypothesis: estimation and testing by instrumental variables", *Journal of Political Economy*, Vol. 90, pp. 895-916.
- (1987): "Test for liquidity constraints: a critical survey and some new observations", *Advances in Econometrics*, Truman F. Bewley ed. Vol. 2, pp. 91-120.
- HIMARIOS, D. (1995): "Euler equations test of Ricardian equivalence", *Economic Letters*, Vol. 48, pp. 165-171.
- JAÉN M. (1999): "Gasto público, déficit y cointegración: un análisis empírico de la hipótesis Buchanan-Wagner en el caso español", *Hacienda Pública Española*, Vol. 150, pp. 161-172.
- JOHANSEN S. (1991): "Estimation and hipótesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autorregresive models", *Econometrica*, Vol. 59, pp. 1551-1180.
- KARRAS G. (1994): "Government Spending and Private Consumption: Some International Evidence", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 26, No. 1, pp. 9-22.
- KESSLER D., PERELMAN S. y PESTIAU P. (1986): "Public Debt, tax and Consumption: a test on OECD countries", *Public Finance*, Vol. 41, pp. 63-70.
- KIMBALL M.S. (1990): "Precautionary Saving in the small and in the large", *Econometrica*, Vol. 58, pp. 53-73.
- KOCHIN L. (1974): "Are future taxes discounted by consumers?. Comment", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 6, pp. 385-394.
- KORMENDI R. (1983): "Government debt, government spending, and private sector behavior", *American Economic Review*, Vol. 83, pp. 994-1010.
- KORMENDI R. y MEGUIRE P. (1986): "Government debt, government spending, and private sector behavior: reply", *American Economic Review*, Vol. 76, pp. 1180-1187.
- (1990): "Government debt, government spending, and private sector behavior: reply and update", *American Economic Review*, Vol. 80, pp. 604-617.
- (1995): "Government debt, government spending, and private sector behavior: reply", *American Economic Review*, Vol. 85, pp. 1357-1361.
- KOSKELA E. y VIRÉN M. (1983): "National debt neutrality: some international evidence", *Kyklos*, Vol. 36, pp. 575-588.
- LEIMER D. y LESNOY S. (1982): "Social security and private saving: new time-series evidence", *Journal of Political Economy*, Vol. 90, pp. 606-629.
- MARCHANTE A.J. (1993): "Consumo privado y gasto público: evidencia para la economía española", *Revista de Economía Española*, Vol. 1, pp. 125-149.
- MAS M., PÉREZ F. y URIEL E. (1998): "El stock de capital en España y su distribución territorial", Fundación BBV.

- MODIGLIANI F. y STERLING A. (1986): "Government debt, government spending, and private sector behavior: comment", *American Economic Review*, Vol. 76, pp. 1168-1179.
- (1990): "Government debt, government spending, and private sector behavior: a further comment", *American Economic Review*, Vol. 80, pp. 600-603.
- NELSON C.R. y PLOSSER C.I. (1982): "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, pp.139-162.
- PERELMAN S. y PESTIAU P. (1983): "Déficit budgétaire et épargne nationale", *Cahiers économiques de Bruxelles*, Vol. 97, pp. 194-207.
- PERSSON T. y SVENSSON L.E.O. (1989): "Why a Stubborn Conservative Would Run a Deficit: Policy with Time-Inconsistent Preferences", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, pp. 325-345.
- PESARAN M.H. y SHIN Y. (1999): "An autorregressive distributed lag modelling approach to cointegration análisis", *Econometrics and Economic in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, cap. 11, Cambridge University Press.
- PESARAN M.H., SHIN Y. y SMITH R. (2001): "Testing for the existence of a long-run relationship", *Journal of Applied Econometrics*, Vol.16, pp. 289-326.
- PHILLIPS P. y HANSEN B. (1990): "Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes", *Review of Economic Studies*, Vol. 57, pp.99-125.
- PHILLIPS P. y PERRON P. (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, Vol. 75, pp.335-346.
- POTERBA J. y SUMMERS L. (1987): "Finite lifetimes and the effects of budget deficits on national saving", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 20, pp. 369-391.
- RAMSEY F.P. (1928): "A Mathematical Theory of Saving", *Economic Journal*, Vol. 38, pp. 543-559.
- RAYMOND J.L. (1995): "El comportamiento del consumo y la inversión en 1993", *Papeles de Economía Española*, No. 62, pp. 138-150.
- (1996): "El ahorro en España y en los países de la Unión Europea: evolución reciente y sustitución entre ahorro público y privado", *Documentos de Trabajo*, No. 120, Fundación FIES.
- RAYMOND J.L. y GONZÁLEZ-PÁRAMO J.M. (1987): "¿Son equivalentes deuda pública e impuestos? Teoría y evidencia", *Papeles de Economía Española*, nº 33, pp. 365-392.
- ROMER D. (2001): "Advanced Macroeconomics", New York, McGraw-Hill.
- SARANTIS N. (1985): "Fiscal policies and consumer behaviour in Western Europe", *Kyklos*, Vol. 38, pp.233-248.



- SEATER J. (1982): "Are Future Taxes Discounted", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 14, pp. 376-389.
- (1993): "Ricardian equivalence", *Journal of Economic Literature*, Vol. 31, pp. 142-190.
- SEATER J. y MARIANO R. (1985): "New tests of the life cycle and tax discounting hypotheses", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 15, pp. 195-215.
- STOCK Y. y WATSON M.W. (1988): "A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration", *Econometric Theory*, Vol. 10, pp. 91-115.
- SKINNER J. (1988): "Risky Income, Life-Cycle Consumption, and Precautionary Savings", *Journal of Monetary Economics*, pp. 237-255.
- TABELLINI G. y ALESINA A. (1990): "Voting on the Budget Deficit", *American Economic Review*, Vol. 80, pp. 37-49.
- TANNER E. (1979): "An empirical test of the extent of tax discounting", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 11, pp. 214-218.
- URIEL E., MOLTÓ M.L. y CUCARELLA V. (2000): "Contabilidad Nacional de España. Series enlazadas 1954-1997", Fundación BBV.
- UTRILLA A. y PÉREZ C. (2001): "La evolución de las políticas de gasto de las Administraciones Públicas en los años 90", Fundación de las CC. de AA. CC. para la Investigación Económica y Social, Documento de Trabajo, nº 164.
- YAWITZ J. y MEYER L. (1976): "An empirical investigation of the extent of tax discounting: a comment", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 8, pp. 247-254.

NORMAS DE PUBLICACIÓN DE PAPELES DE TRABAJO DEL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES

Esta colección de *Papeles de Trabajo* tiene como objetivo ofrecer un vehículo de expresión a todas aquellas personas interesadas en los temas de Economía Pública. Las normas para la presentación y selección de originales son las siguientes:

1. Todos los originales que se presenten estarán sometidos a evaluación y podrán ser directamente aceptados para su publicación, aceptados sujetos a revisión, o rechazados.
2. Los trabajos deberán enviarse por duplicado a la Subdirección de Estudios Tributarios. Instituto de Estudios Fiscales. Avda. Cardenal Herrera Oria, 378. 28035 Madrid.
3. La extensión máxima de texto escrito, incluidos apéndices y referencias bibliográficas será de 7000 palabras.
4. Los originales deberán presentarse mecanografiados a doble espacio. En la primera página deberá aparecer el título del trabajo, el nombre del autor(es) y la institución a la que pertenece, así como su dirección postal y electrónica. Además, en la primera página aparecerá también un abstract de no más de 125 palabras, los códigos JEL y las palabras clave.
5. Los epígrafes irán numerados secuencialmente siguiendo la numeración arábica. Las notas al texto irán numeradas correlativamente y aparecerán al pie de la correspondiente página. Las fórmulas matemáticas se numerarán secuencialmente ajustadas al margen derecho de las mismas. La bibliografía aparecerá al final del trabajo, bajo la inscripción "Referencias" por orden alfabético de autores y, en cada una, ajustándose al siguiente orden: autor(es), año de publicación (distinguiendo a, b, c si hay varias correspondientes al mismo autor(es) y año), título del artículo o libro, título de la revista en cursiva, número de la revista y páginas.
6. En caso de que aparezcan tablas y gráficos, éstos podrán incorporarse directamente al texto o, alternativamente, presentarse todos juntos y debidamente numerados al final del trabajo, antes de la bibliografía.
7. En cualquier caso, se deberá adjuntar un disquete con el trabajo en formato word. Siempre que el documento presente tablas y/o gráficos, éstos deberán aparecer en ficheros independientes. Asimismo, en caso de que los gráficos procedan de tablas creadas en excel, estas deberán incorporarse en el disquete debidamente identificadas.

Junto al original del Papel de Trabajo se entregará también un resumen de un máximo de dos folios que contenga las principales implicaciones de política económica que se deriven de la investigación realizada.

PUBLISHING GUIDELINES OF WORKING PAPERS AT THE INSTITUTE FOR FISCAL STUDIES

This serie of *Papeles de Trabajo* (working papers) aims to provide those having an interest in Public Economics with a vehicle to publicize their ideas. The rules governing submission and selection of papers are the following:

1. The manuscripts submitted will all be assessed and may be directly accepted for publication, accepted with subjections for revision or rejected.
2. The papers shall be sent in duplicate to Subdirección General de Estudios Tributarios (The Deputy Direction of Tax Studies), Instituto de Estudios Fiscales (Institute for Fiscal Studies), Avenida del Cardenal Herrera Oria, nº 378, Madrid 28035.
3. The maximum length of the text including appendices and bibliography will be no more than 7000 words.
4. The originals should be double spaced. The first page of the manuscript should contain the following information: (1) the title; (2) the name and the institutional affiliation of the author(s); (3) an abstract of no more than 125 words; (4) JEL codes and keywords; (5) the postal and e-mail address of the corresponding author.
5. Sections will be numbered in sequence with arabic numerals. Footnotes will be numbered correlatively and will appear at the foot of the corresponding page. Mathematical formulae will be numbered on the right margin of the page in sequence. Bibliographical references will appear at the end of the paper under the heading "References" in alphabetical order of authors. Each reference will have to include in this order the following terms of references: author(s), publishing date (with an a, b or c in case there are several references to the same author(s) and year), title of the article or book, name of the journal in italics, number of the issue and pages.
6. If tables and graphs are necessary, they may be included directly in the text or alternatively presented altogether and duly numbered at the end of the paper, before the bibliography.
7. In any case, a floppy disk will be enclosed in Word format. Whenever the document provides tables and/or graphs, they must be contained in separate files. Furthermore, if graphs are drawn from tables within the Excell package, these must be included in the floppy disk and duly identified.

Together with the original copy of the working paper a brief two-page summary highlighting the main policy implications derived from the re-search is also requested.

ÚLTIMOS PAPELES DE TRABAJO EDITADOS POR EL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES

2000

- 1/00 Crédito fiscal a la inversión en el impuesto de sociedades y neutralidad impositiva: Más evidencia para un viejo debate.
Autor: Desiderio Romero Jordán.
Páginas: 40.
- 2/00 Estudio del consumo familiar de bienes y servicios públicos a partir de la encuesta de presupuestos familiares.
Autores: Ernesto Carrillo y Manuel Tamayo.
Páginas: 40.
- 3/00 Evidencia empírica de la convergencia real.
Autores: Lorenzo Escot y Miguel Ángel Galindo.
Páginas: 58.

Nueva Época

- 4/00 The effects of human capital depreciation on experience-earnings profiles: Evidence salaried spanish men.
Autores: M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz.
Páginas: 24.
- 5/00 Las ayudas fiscales a la adquisición de inmuebles residenciales en la nueva Ley del IRPF: Un análisis comparado a través del concepto de coste de uso.
Autor: José Félix Sanz Sanz.
Páginas: 44.
- 6/00 Las medidas fiscales de estímulo del ahorro contenidas en el Real Decreto-Ley 3/2000: análisis de sus efectos a través del tipo marginal efectivo.
Autores: José Manuel González Páramo y Nuria Badenes Pla.
Páginas: 28
- 7/00 Análisis de las ganancias de bienestar asociadas a los efectos de la Reforma del IRPF sobre la oferta laboral de la familia española.
Autores: Juan Prieto Rodríguez y Santiago Álvarez García.
Páginas 32.
- 8/00 Un marco para la discusión de los efectos de la política impositiva sobre los precios y el *stock* de vivienda.
Autor: Miguel-Ángel López García.
Páginas 36.
- 9/00 Descomposición de los efectos redistributivos de la Reforma del IRPF.
Autores: Jorge Onrubia Fernández y María del Carmen Rodado Ruiz.
Páginas 24.
- 10/00 Aspectos teóricos de la convergencia real, integración y política fiscal.
Autores: Lorenzo Escot y Miguel-Ángel Galindo.
Páginas 28.

2001

- 1/01 Notas sobre desagregación temporal de series económicas.
Autor: Enrique M. Quilis.
Páginas 38.
- 2/01 Estimación y comparación de tasas de rendimiento de la educación en España.
Autores: M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño, J.F. Sanz.
Páginas 28.
- 3/01 Doble imposición, “efecto clientela” y aversión al riesgo.
Autores: Antonio Bustos Gisbert y Francisco Pedraja Chaparro.
Páginas 34.
- 4/01 Non-Institutional Federalism in Spain.
Autor: Joan Rosselló Villalonga.
Páginas 32.
- 5/01 Estimating utilisation of Health care: A groupe data regression approach.
Autor: Mabel Amaya Amaya.
Páginas 30.
- 6/01 Shapley inequality decomposition by factor components.
Autores: Mercedes Sastre y Alain Trannoy
Páginas 40.
- 7/01 An empirical analysis of the demand for physician services across the European Union.
Autores: Sergi Jiménez Martín, José M. Labeaga y Maite Martínez-Granado
Páginas 40.
- 8/01 Demand, childbirth and the costs of babies: evidence from spanish panel data.
Autores: José M.^a Labeaga, Ian Preston y Juan A. Sanchis-Llopis
Páginas 56.
- 9/01 Imposición marginal efectiva sobre el factor trabajo: Breve nota metodológica y comparación internacional.
Autores: Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz
Páginas 40.
- 10/01 A non-parametric decomposition of redistribution into vertical and horizontal components.
Autores: Irene Perrote, Juan Gabriel Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 28.
- 11/01 Efectos sobre la renta disponible y el bienestar de la deducción por rentas ganadas en el IRPF.
Autora: Nuria Badenes Plá.
Páginas 28.
- 12/01 Seguros sanitarios y gasto público en España. Un modelo de microsimulación para las políticas de gastos fiscales en sanidad.
Autora: Ángel López Nicolás.
Páginas 40.
- 13/01 A complete parametrical class of redistribution and progressivity measures
Autores: Isabel Rabadán y Rafael Salas.
Páginas 20.
- 14/01 La medición de la desigualdad económica.
Autor: Rafael Salas.
Páginas 40.

- 15/01 Crecimiento económico y dinámica de distribución de la renta en las regiones de la UE: un análisis no paramétrico.
Autores: Julián Ramajo Hernández y María del Mar Salinas Jiménez.
Páginas 32.
- 16/01 La descentralización territorial de las prestaciones asistenciales: efectos sobre la igualdad.
Autores: Luis Ayala Cañón, Rosa Martínez López y Jesus Ruiz-Huerta.
Páginas 48.
- 17/01 Redistribution and labour supply.
Autores: Jorge Onrubia, Rafael Salas y José Félix Sanz.
Páginas 24.
- 18/01 Medición de la eficiencia técnica en la economía española: El papel de las infraestructuras productivas.
Autoras: M.^a Jesús Delgado Rodríguez e Inmaculada Álvarez Ayuso.
Páginas 32.
- 19/01 Inversión pública eficiente e impuestos distorsionantes en un contexto de equilibrio general.
Autores: José Manuel González-Páramo y Diego Martínez López.
Páginas 28.
- 20/01 La incidencia distributiva del gasto público social. Análisis general y tratamiento específico de la incidencia distributiva entre grupos sociales y entre grupos de edad.
Autor: Jorge Calero Martínez.
Páginas 36.
- 21/01 Crisis cambiarias: Teoría y evidencia.
Autor: Óscar Bajo Rubio.
Páginas 32.
- 22/01 Distributive impact and evaluation of devolution proposals in Japanese local public finance.
Autores: Kazuyuki Nakamura, Minoru Kunizaki and Masanori Tahira.
Páginas 36.
- 23/01 El funcionamiento de los sistemas de garantía en el modelo de financiación autonómica.
Autor: Alfonso Utrilla de la Hoz.
Páginas 48.
- 24/01 Rendimiento de la educación en España: Nueva evidencia de las diferencias entre Hombres y Mujeres.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 36.
- 25/01 Fecundidad y beneficios fiscales y sociales por descendientes.
Autora: Anabel Zárate Marco.
Páginas 52.
- 26/01 Estimación de precios sombra a partir del análisis Input-Output: Aplicación a la economía española.
Autora: Guadalupe Souto Nieves.
Páginas 56.
- 27/01 Análisis empírico de la depreciación del capital humano para el caso de las Mujeres y los Hombres en España.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 28.

- 28/01 Equivalence scales in tax and transfer policies.
Autores: Luis Ayala, Rosa Martínez y Jesús Ruiz-Huerta
Páginas 44.
- 29/01 Un modelo de crecimiento con restricciones de demanda: el gasto público como amortiguador del desequilibrio externo.
Autora: Belén Fernández Castro.
Páginas 44.
- 30/01 A bi-stochastic nonparametric estimator.
Autores: Juan G. Rodríguez and Rafael Salas.
Páginas 24.

2002

- 1/02 Las cestas autonómicas.
Autores: Alejandro Esteller, Jorge Navas y Pilar Sorribas.
Páginas 72.
- 2/02 Evolución del endeudamiento autonómico entre 1985 y 1997: la incidencia de los Escenarios de Consolidación Presupuestaria y de los límites de la LOFCA.
Autores: Julio López Laborda y Jaime Vallés Giménez.
Páginas 60.
- 3/02 Optimal Pricing and Grant Policies for Museums.
Autores: Juan Prieto Rodríguez y Víctor Fernández Blanco.
Páginas 28.
- 4/02 El mercado financiero y el racionamiento del endeudamiento autonómico.
Autores: Nuria Alcalde Fradejas y Jaime Vallés Giménez.
Páginas 36.
- 5/02 Experimentos secuenciales en la gestión de los recursos comunes.
Autores: Lluís Bru, Susana Cabrera, C. Monica Capra y Rosario Gomez.
Páginas 32.
- 6/02 La eficiencia de la universidad medida a través de la función de distancia: Un análisis de las relaciones entre la docencia y la investigación.
Autores: Alfredo Moreno Sáez y David Trillo del Pozo.
Páginas 40.
- 7/02 Movilidad social y desigualdad económica.
Autores: Juan Prieto-Rodríguez, Rafael Salas y Santiago Álvarez-García.
Páginas 32.
- 8/02 Modelos BVAR: especificación, estimación e inferencia.
Autor: Enrique M. Quilis.
Páginas 44.
- 9/02 Imposición lineal sobre la renta y equivalencia distributiva: un ejercicio de microsimulación.
Autores: Juan Manuel Castañer Carrasco y José Felix Sanz Sanz.
Páginas 44.
- 10/02 The evolution of income inequality in the European Union.
Autores: Santiago Álvarez-García, Juan Prieto-Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 36.

- 11/02 Una descomposición de la redistribución en sus componentes vertical y horizontal: una aplicación al IRPF.
Autora: Irene Perrote.
Páginas 32.
- 12/02 Análisis de las políticas públicas de fomento de la innovación tecnológica en las regiones españolas.
Autor: Antonio Fonfria Mesa.
Páginas 40.
- 13/02 Los efectos de la política fiscal sobre el consumo privado: nueva evidencia para el caso español.
Autores: Agustín García y Julián Ramajo
Páginas 52.

