

## **LA HIPÓTESIS DE EQUIVALENCIA RICARDIANA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO EN LOS PAÍSES DE LA COMUNIDAD EUROPEA**

M. Luisa FUSTER PEREZ\*

*Universitat Autònoma de Barcelona*

*Este trabajo aporta un análisis econométrico de la función de consumo privado en cinco países pertenecientes a la CE: España, Italia, Alemania, Francia y Reino Unido. Se contrasta la hipótesis de equivalencia ricardiana frente al modelo de consumo keynesiano al estimar conjuntamente las ecuaciones de estos cinco países. No se acepta ninguna de las especificaciones extremas y se concluye que los consumidores, en general, tienen en cuenta las decisiones de financiación pública.*

### **1. Introducción**

Ante la cuestión de si son equivalentes deuda pública e impuestos para financiar un volumen dado de gasto público, se han sucedido diferentes respuestas a lo largo del tiempo. Hace 19 años, coincidiendo con una etapa de fuerte déficit público generalizado, el artículo de Barro (1974) «Are Government Bonds Net Wealth?» genera una amplia literatura en torno a dicha cuestión. El tema tratado aquí es pues objeto de viva discusión: ¿constituye la deuda pública riqueza neta para los consumidores?, ¿es indiferente el modo de financiación de la política fiscal?

Bajo la visión keynesiana, se contestaría que no es indiferente el modo de financiación pública, ya que se supone que los individuos son «miopes» en el sentido de que un incremento del déficit público incrementa la demanda agregada de manera inmediata. El incremento del consumo lleva a un incremento en la renta nacional por vía del conocido multiplicador keynesiano. Dado que el consumo y la renta nacional se incrementan, el ahorro y la acumulación de capital se ven afectados positivamente y, por ello, los keynesianos consideran al déficit como beneficioso.

\* Este artículo está basado en mi trabajo de investigación, dirigido por Josep Lluís Raymond, dentro del programa I.D.E.A. Quisiera agradecer también los valiosos comentarios y sugerencias de Jordi Caballé, David Pujolar, dos evaluadores anónimos y especialmente los del director de esta revista. Los errores que permanezcan son de mi exclusiva responsabilidad. Agradezco al Ministerio de Educación la financiación recibida (beca F.P.I. AC89).

Ricardo consideró la idea de que la deuda pública no constituye riqueza neta y que, por tanto, la sustitución de la financiación mediante impuestos por financiación mediante deuda, de un volumen dado de gasto público, no tiene efectos sobre la demanda privada de bienes y servicios. El argumento que lo explica se basa en la racionalidad de los individuos. Así, si los individuos son suficientemente racionales, son conscientes de que la emisión de deuda llevará consigo, en un futuro más o menos cercano, una corriente de pagos de intereses y reembolso del principal que necesitará lógicamente de un incremento de la carga impositiva futura. Conocedores de ello no consideran la deuda como riqueza neta y al producirse un incremento de la misma reaccionan incrementando su ahorro en una cuantía igual al valor actual del incremento futuro de los impuestos. Aunque Ricardo no defendió esta doctrina, ya que era consciente de sus limitaciones, se le denominó hipótesis de la equivalencia ricardiana (Buchanan, 1976).

La limitación más importante a esta argumentación está basada en la vida finita. Si el horizonte de vida del individuo es más corto que aquel sobre el cual el gobierno recauda los impuestos para pagar la deuda, las obligaciones impositivas no contrarrestarán plenamente el valor actual de los pagos de intereses. En Barro (1974) se resuelve esta limitación. En dicho artículo se presenta un modelo explícito de horizonte finito en el cual demuestra que se cumple la equivalencia entre deuda pública e impuestos. Se trata de un modelo de generaciones sucesivas (Diamond, 1965) donde los individuos, llevados por un sentimiento altruista, dejan herencias a la generación siguiente de manera que mediante estos lazos de unión se «prolongan» las generaciones, convirtiéndose en cierta manera en un problema de horizonte infinito.

El modelo de Barro ha suscitado innumerables críticas en los últimos años, la mayoría de las cuales se apoyan en los supuestos restrictivos del mismo, aunque otras se basan en aspectos de su modelo no considerados por el propio Barro. Existen varios artículos que resumen la literatura básica que se ha generado en torno a este tema. Por ejemplo, Bernheim (1987), Barro (1989), Seater (1993) y Fuster (1992), reúnen los principales trabajos tanto teóricos como empíricos que han tratado el tema de la equivalencia ricardiana.

La contrastación empírica aporta la evidencia de los datos reales al mismo tiempo que constituye otra fuente de vivo debate. Se han realizado diversos trabajos que examinan las relaciones entre déficit público y variables económicas como tipos de interés, balanza por cuenta corriente, ahorro y consumo. Aquí sólo citaremos algunos de ellos que estiman funciones de consumo como en nuestro caso.

Kochin (1974) realiza un trabajo pionero en el sentido de que contrasta directamente la hipótesis de equivalencia ricardiana. Introduce el déficit como variable explicativa en una función de consumo dependiente de la renta disponible. Con datos del período de 1952 a 1971 (para Estados Unidos) estima un coeficiente de la variable déficit público significativo y negativo, respaldando la hipótesis de equivalencia, si bien en una versión

débil (ya que el coeficiente del déficit público es inferior al de la renta). Buitier y Tobin (1980) criticaron el trabajo de Kochin y propusieron una función de consumo en la que figuraban como variables independientes la renta nacional, los impuestos, el déficit y el consumo desfasado. Al aplicar el test para los EEUU, en el período 1949-1979, no encuentran apoyo a la proposición de Barro al no ser significativo el parámetro del déficit público.

Raymond y González-Páramo (1987) estiman una función de consumo en la que figuran como variables independientes (en términos per cápita) el consumo desfasado, la renta disponible, impuestos, transferencias, gasto público y déficit público. Esta especificación, similar a la utilizada por Buitier y Tobin, tiene la ventaja de que «anida» como casos particulares tanto la hipótesis keynesiana como la de la equivalencia ricardiana. Contrastan dichas especificaciones para la economía española en el período de 1955 a 1986 y concluyen que la hipótesis de equivalencia, en su versión más extrema de completa neutralidad, está en contradicción con los datos y su capacidad explicativa y predictiva es inferior al que se deriva del enfoque keynesiano.

G. Nicoletti (1988) siguiendo la misma línea de investigación, estima una función de consumo clásica dentro de la especificación ampliada de las anticipaciones presupuestarias y teniendo en cuenta el comportamiento de actualización del impuesto. Utiliza observaciones de ocho países de la OCDE para el período 1961-1985. Realiza estimaciones individuales y una estimación agregada, obteniendo que el coeficiente de la variable que representa la actualización del impuesto es significativa en dos países: Estados Unidos e Italia.

Aquí proponemos una contrastación empírica de la hipótesis de equivalencia ricardiana, frente al modelo de consumo keynesiano, en cinco países pertenecientes a la CE: España, Italia, Alemania, Francia y Reino Unido, para el período de 1964 a 1988. Se plantea un modelo general de consumo sobre el cual se contrastan diversas especificaciones para cada país. La principal diferencia que aportamos con respecto a Nicoletti (1988) se refiere al método de estimación utilizado. Se estiman las funciones de consumo mediante el método SURE (sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas) obteniéndose estimaciones más eficientes al utilizar de manera conjunta la información de los distintos países. De acuerdo con nuestros resultados, no se respalda ninguna especificación extrema con la salvedad de la ecuación de consumo del Reino Unido, la cual se aproxima a la concepción keynesiana. No obstante, aunque no se satisface la equivalencia entre el déficit y los impuestos de manera estricta, se comprueba que en general los consumidores tienen en cuenta las decisiones de financiación pública a la hora de tomar sus propias decisiones.

El trabajo se estructura en tres secciones principales y un anexo. La sección 2 describe el modelo teórico estimado. En la sección 3 exponemos los resultados obtenidos en la estimación. El anexo contiene la descripción de los datos utilizados.

## 2. El modelo estimado

El modelo general de partida es el utilizado por Raymond y González-Páramo (1987) para la economía española. Se trata de una función de consumo sencilla a la que se han añadido aspectos dinámicos y variables precio. En dicha función se han considerado como variables explicativas la renta disponible de las familias (disociada en sus tres componentes) y el déficit público (para que sea posible comprobar si el consumo se ve afectado por las decisiones de política fiscal). La variable dependiente se expresa en incrementos con objeto de que tanto el coeficiente de determinación como la capacidad de ajuste del modelo tengan una interpretación más clara. Además se incluye entre los regresores una variable representativa de la evolución de los precios.

El modelo general se toma como punto de partida para el contraste de las distintas especificaciones, y adopta la forma definitiva:

$$\Delta C_{it} = a_{i0} + a_{i1} C_{it-1} + a_{i2} Y_{it} + a_{i3} T_{it} + a_{i4} TR_{it} + a_{i5} D_{it} + a_{i6} \Delta P_{it} + u_{it} \quad [1]$$

el subíndice  $i = 1, 2, 3, 4, 5$ , indica a qué país corresponde cada ecuación de consumo siendo, respectivamente, España, Italia, Alemania, Francia y Reino Unido.

$C_i$  = Consumo de las familias.

$Y_i$  = Renta de las familias antes de impuestos y transferencias.

$T_i$  = Ingresos públicos.

$TR_i$  = Transferencias.

$G_i$  = Gasto de las administraciones públicas.

$D_i$  = Déficit de las administraciones públicas =  $G_i + TR_i - T_i$ .

$\Delta P_i$  = Incremento del logaritmo del deflactor del consumo.

La inclusión de la variable endógena desfasada como regresor en la ecuación a largo plazo, cabe esperar que mejore la eficiencia de la estimación. A este respecto, Brett Inder (1993) señala que, aún en caso de que las variables estén cointegradas, la eliminación de la estructura dinámica del modelo conduciría a estimaciones no eficientes de la relación a largo plazo y a la invalidez la inferencia estadística.

La variable precio se introduce únicamente en incrementos<sup>1</sup>. La tasa de inflación aparece en numerosos modelos, como los de Deaton (1978), Davidson (1978) o Hendry y Ungern-Sternberg (1980). La interpretación que se le ha dado a tal variable ha sido muy diversa pero la más utilizada es que la incertidumbre que provoca la tasa de inflación puede tener un

<sup>1</sup> Branson y Klevorick (1969) estimaron una función de consumo en la que figuraba como variable explicativa el nivel de precios y dado que las distintas variables explicativas estaban ya deflactadas se argumentaba que podía recoger efectos de ilusión monetaria, aunque podría parecer contradictorio con el grado de racionalidad y la presencia indispensable de la hipótesis de actualización del impuestos.

efecto positivo sobre el ahorro y, por tanto, negativo sobre el consumo. Nicoletti (1988) tiene en cuenta en su modelo el efecto de la riqueza intertemporal del consumidor. En la formulación de la variable riqueza incorpora la posible existencia de efecto de ilusión monetaria al introducir la tasa de inflación. De este modo se comprueba en qué medida los agentes son conscientes del daño que inflige el crecimiento de los precios en sus activos nominales.

En nuestro modelo no se incluye la variable riqueza ya que no se dispone de valoraciones fiables<sup>2</sup>. No obstante, debemos señalar que hemos intentado representar la riqueza a través de otras variables como, por ejemplo, el stock de capital. Desafortunadamente, en casi todos los casos, los parámetros estimados para dicha variable no resultaban significativos o se estimaban con signo negativo. Ante estos resultados, pensamos que el stock de capital productivo valorado a precios históricos, única información a la que hemos podido acceder, no constituye una variable representativa de la riqueza a efectos de la estimación de la función de consumo.

En un principio la idea de plantear el modelo general, como ya se ha mencionado, es que éste anida los modelos de equivalencia ricardiana y keynesiano. Veamos ahora cómo se obtienen estos modelos a partir del modelo general [1].

### 2.1. Modelo de equivalencia ricardiana

Dado el modelo general [1], la restricción de equivalencia ricardiana débil supone que el efecto sobre el consumo que ejerce el déficit público es el mismo que el de los impuestos y el contrario al de las transferencias públicas. De modo que la restricción sería  $a_{i5} = a_{i3} = -a_{i4}$ , y el modelo de equivalencia débil queda del siguiente modo:

$$\Delta C_{it} = a_{i0} + a_{i1} C_{it-1} + a_{i2} Y_{it} + a_{i5} G_{it} + a_{i6} \Delta P_{it} + u_{it} . \quad [2]$$

Por otro lado el modelo de equivalencia fuerte sería aquel que satisface la restricción anterior  $a_{i5} = a_{i3} = -a_{i4}$ , y adicionalmente se le añade  $a_{i5} = -a_{i2}$ . Esta última restricción implica que la variación en el consumo derivada de disponer de una unidad adicional de renta es la misma que la derivada de disminuir en una unidad los impuestos o el déficit.

$$\Delta C_{it} = a_{i0} + a_{i1} C_{it-1} + a_{i2} (Y_{it} - G_{it}) + a_{i6} \Delta P_{it} + u_{it} . \quad [3]$$

### 2.2. Modelo keynesiano

Este modelo de consumo se obtendría al imponer la restricción, en el modelo general de partida [1], de que el coeficiente del déficit público es nulo y la restricción que igualaría los coeficientes de la renta, impuestos y

<sup>2</sup> Tampoco se incluye como regresor la variable deuda, ya que al no incluir la variable riqueza, formulamos el contraste en términos de variables flujo.

transferencias. Es decir,  $a_{i3} = 0$  y  $a_{i2} = -a_{i3} = a_{i4}$ . El modelo de consumo keynesiano sería:

$$\Delta C_{it} = a_{i0} + a_{i1} C_{it-1} + a_{i2} (Y_{it} - T_{it} + TR_{it}) + a_{i6} \Delta P_{it} + u_{it}. \quad [4]$$

Una vez definido el modelo general de partida, el cual hemos comprobado que anida tanto el modelo de consumo de equivalencia ricardiana como el keynesiano, el siguiente objetivo será el de especificar, para cada uno de los países que componen la muestra, la función de consumo propia. Es decir, no se trata de contrastar si los datos respaldan un modelo de consumo específico y común para todos los países, sino que se buscará la especificación más adecuada en cada caso, contrastando la equivalencia entre deuda e impuestos.

En un principio la idea de este trabajo era formular una función de consumo común para todos los países que permitiese la aplicación de las técnicas estándar del panel de datos. No obstante, las diferencias halladas entre países nos han conducido a optar por esta vía que permite una mayor flexibilidad, si bien a costa de una apreciable pérdida de grados de libertad.

### 3. Resultados de la estimación

En esta sección expondremos los resultados del contraste de la hipótesis de equivalencia ricardiana con un panel de países de la CE. En concreto los países contemplados son: España, Italia, Alemania, Francia y Reino Unido. Los datos utilizados han sido deflactados en base 80 y se homogeneizaron por medio de los índices de paridad del poder adquisitivo de dicho año. Además se expresaron en términos per cápita.

La estimación del modelo general [1] se toma como punto de partida para el contraste de las distintas especificaciones de la función de consumo.

Se denomina modelo definitivo al considerado como tal al concluir el proceso de simplificación del modelo general. La filosofía de la especificación obedece a la prescripción metodológica de Sargan-Hendry: partir de un modelo general para introducir restricciones sugeridas por la teoría y no rechazadas por los datos. Esta forma de realizar el contraste garantiza la consistencia siempre que el modelo de partida sea suficientemente general para anidar al verdadero proceso de generación de los datos. El resultado final es un modelo restringido no rechazado por la información muestral. De aquí no se deduce que el modelo restringido sea cierto, sino simplemente que no hay suficiente evidencia en contra. Esta es la lógica que subyace al planteamiento seguido y la interpretación que debe darse a los resultados finales obtenidos.

El conjunto de las cinco ecuaciones se estima mediante el método SURE y los contrastes de las hipótesis se implementan a partir del test de la razón de verosimilitud.

Además, también estimamos, tanto el modelo general como el que denominamos modelo definitivo, mediante el método de mínimos cuadrados trietápicos (MC3E). Dado que el modelo incluye como regresores variables determinadas simultáneamente a la variable dependiente, es posible que la

estimación SURE no nos proporcione estimaciones consistentes. Ante esta posibilidad se estimó por el método trietápico, tomándose como variables exógenas todos los regresores desfasados un período, excepto la renta. Sin embargo, esta estimación MC3E no aporta diferencias significativas respecto a la estimación SURE. A efectos prácticos, es pues poco relevante decantarse por la estimación SURE o por la estimación por MC3E. Dadas las características de las variables (en particular la tendencia fuertemente creciente en el tiempo) este es el resultado que *a priori* cabía esperar.

La especificación SURE se basa en la hipótesis de que las perturbaciones aleatorias de las distintas ecuaciones están correlacionadas. Es posible contrastar esta hipótesis y comprobar la conveniencia de la especificación SURE frente a la MCO. Para ello se aplica un test de la razón de verosimilitud. Este test se ha realizado al estimar el modelo general de partida [1].

El estadístico del contraste de la estimación SURE versus estimación MCO se distribuye asintóticamente como una  $X_{10}^2$ ,

$$2(L_1^* - L_0^*) = T(Ln|\hat{\Sigma}_0| - Ln|\hat{\Sigma}_1|) = 58.636.$$

El valor de una Chi-cuadrado con 10 grados de libertad es de 18.097 al 5 por 100 de nivel de significación. Se rechaza pues la hipótesis nula. Es decir, se elige la especificación SURE la cual nos proporcionará estimaciones más eficientes que la MCO. Además se realizó una corrección al test de razón de verosimilitud por los grados de libertad<sup>3</sup>, siendo rechazada igualmente la especificación MCO frente a la SURE. Dicha corrección no se incluye, ya que sus resultados no cambian la decisión de estimar por el método SURE.

Al margen de este resultado existe al menos una razón teórica de peso que apoya la elección de la estimación por el método SURE frente a la MCO: dado que la evolución de las economías de los distintos países está interrelacionada, parece razonable suponer que existe cierta correlación entre las perturbaciones aleatorias de las ecuaciones consideradas.

Partiendo de las estimaciones del modelo general [1], recogidas en el Cuadro 1, la estrategia de simplificación seguida se enfoca hacia la búsqueda de la función de consumo propia de cada país.

La primera restricción que se introduce en el modelo es la de eliminar la variable tasa de variación de los precios,  $\Delta P_{it}$ , excepto en las ecuaciones de Francia y Reino Unido:  $a_{16} = a_{26} = a_{36} = 0$ . El coeficiente de esta variable sólo aparece significativo en estas ecuaciones. Además el signo del coeficiente estimado es negativo, lo que refleja la posible existencia de efectos positivos sobre el ahorro (y, por tanto, negativos sobre el consumo) derivados de la incertidumbre que genera la inflación. Esta es la interpretación más frecuente que se ha dado a esta variable, si bien existen otras.

<sup>3</sup> Se trata de una corrección de los grados de libertad de la matriz de varianzas covarianzas correspondiente a los errores de estimación SURE, para subsanar el hecho de que las covarianzas estimadas son las máximo verosímiles y no las MCO.

En el caso de Italia, en primer lugar el coeficiente de la variable ingresos públicos no aparece significativo. Sin embargo, dado que su signo es correcto y dada la significatividad del coeficiente de la variable déficit público, decidimos no plantear ninguna restricción al respecto. Por otro lado, se introduce la restricción de que la propensión marginal a consumir a largo plazo sea unitaria.

CUADRO I  
Estimación SURE del modelo general\*

Ecuación	Parámetros estimados						
	$a_{i0}$	$a_{i1}$	$a_{i2}$	$a_{i3}$	$a_{i4}$	$a_{i5}$	$a_{i6}$
ESPAÑA SE = 0.0193	0.1794 (3.25)	-0.7845 (-8.63)	0.6024 (10.10)	-0.6075 (-4.50)	0.9185 (6.20)	-0.3362 (-2.21)	0.0856 (0.70)
ITALIA SE = 0.0532	-0.3301 (-2.09)	-0.5018 (-3.19)	0.4705 (4.93)	-0.3108 (-0.97)	0.5584 (1.54)	-0.5361 (-2.36)	-0.3953 (-1.52)
ALEMANIA SE = 0.0212	0.2395 (3.21)	-0.8304 (-15.9)	0.5254 (13.02)	-0.4736 (-4.58)	0.9040 (7.59)	-0.1931 (-2.65)	-0.1604 (-0.49)
FRANCIA SE = 0.0209	0.1154 (1.46)	-0.7595 (-6.92)	0.4648 (10.35)	-0.7386 (-7.64)	1.3367 (7.53)	-0.7947 (-6.55)	-0.7290 (-3.84)
REINO UNIDO SE = 0.0641	0.0130 (0.07)	-0.3232 (-2.13)	0.3009 (2.59)	-0.2228 (-0.96)	0.3232 (1.60)	0.0109 (0.062)	-1.3464 (-3.44)

\* El valor del estadístico de la *t*-student de significatividad de los parámetros se muestra entre paréntesis.

Tanto en la ecuación de Alemania como en la de España en principio no se introduce restricción alguna, ya que todos los parámetros son significativos y su signo y magnitud son los esperados. Tampoco se plantean las restricciones de equivalencia ricardiana debido a que los coeficientes estimados de las variables déficit público, ingresos públicos y transferencias son muy dispares. Sin embargo, tras observar los resultados obtenidos en la estimación de un modelo intermedio, tanto en las ecuaciones de España y Alemania como en la de Italia se introduce la restricción de igualdad del valor absoluto de los coeficientes de la renta y de los ingresos públicos.

En la ecuación de Reino Unido, en primer lugar, se excluye la variable déficit público por no ser significativo el parámetro estimado,  $a_{55} = 0$ . En segundo lugar, se plantea la restricción de propensión marginal a consumir a largo plazo unitaria, debido a que el coeficiente estimado de la variable renta es prácticamente igual al de la variable consumo desfasado en valor absoluto. Al mismo tiempo, se contrasta, y se acepta, la hipótesis de función de consumo keynesiana.

En la ecuación de Francia no se introduce ninguna restricción.

Una vez llegados a este punto del proceso de simplificación, no es posible obtener otro modelo alternativo. En este sentido queda señalar que se contrastó la hipótesis nula  $a_{45} = a_{43} = -a_{44}$  con la intención de comprobar si el modelo de equivalencia ricardiana débil era válido para Francia. Esta hipótesis es rechazada ampliamente. El estadístico del contraste de razón de verosimilitud que se obtuvo es igual a 40.53, mientras que el valor crítico al 5 por 100 es 16.919.

Los resultados de la estimación por el método SURE del modelo definitivo quedan recogidos en el Cuadro 2. Dicho modelo se contrasta frente al modelo general de partida mediante el test de la razón de verosimilitud. El estadístico del contraste es el siguiente:

$$25(Ln|\hat{\Sigma}_0| - Ln|\hat{\Sigma}_1|) = 9.769.$$

y se distribuye asintóticamente como una Chi-cuadrado con 8 grados de libertad. Al nivel de significación del 10 por 100 el valor crítico del contraste, 13.362, es superior al estadístico. Por tanto, el modelo definitivo no queda rechazado por los datos.

CUADRO 2  
Estimación SURE del modelo definitivo

Ecuación	Parámetros estimados						
	$a_{10}$	$-a_{11}$	$a_{12}$	$-a_{13}$	$a_{14}$	$a_{15}$	$a_{16}$
ESPAÑA	0.1545	0.7491		0.5873	0.8612	-0.2985	
SE = 0.0192	(4.50)	(17.9)		(14.83)	(17.69)	(-3.67)	
LM = 0.582							
CRDW = 1.14							
ITALIA	-0.3058		0.3425		0.6595	-0.7998	
SE = 0.0546	(-3.57)		(4.21)		(6.70)	(-5.79)	
LM = 1.644							
CRDW = 1.07							
ALEMANIA	0.2085	0.8401		0.5460	0.9734	-0.2248	
SE = 0.0214	(3.57)	(17.7)		(15.53)	(16.55)	(-5.12)	
LM = -0.349							
CRDW = 1.84							
FRANCIA	0.1255	0.7990	0.4805	0.7734	1.4178	-0.8527	-0.6847
SE = 0.0213	(1.72)	(7.87)	(11.46)	(8.58)	(8.53)	(-7.53)	(-3.89)
LM = 0.316							
CRDW = 1.77							
REINO UNIDO	0.0379		0.3822				-1.1403
SE = 0.0666	(0.86)		(4.49)				(-4.97)
LM = 1.633							
CRDW = 1.58							

LM representa el valor del estadístico del multiplicador de Lagrange, en la versión F, que contrasta la hipótesis nula de autocorrelación de primer orden (véase, por ejemplo, J. Kiviet (1986)). Se distribuye asintóticamente como una *t* de student con un grado de libertad.

Con la intención de comprobar si existe cointegración entre la variable dependiente y los regresores, presentamos también el valor del estadístico Durbin-Watson (CRDW) de la estimación de la ecuación en niveles (la variable dependiente es el nivel de consumo) y en la que eliminamos la estructura dinámica. Los valores obtenidos sugieren la aceptabilidad de la hipótesis de estacionariedad de la perturbación aleatoria.

A partir del análisis de los resultados de la estimación, podemos clasificar la muestra en tres grupos de países:

1. Países en los que el déficit del sector público no tiene efectos sobre el ahorro privado, y en los que, por tanto, la especificación de su función de consumo se acerca más a la que hemos denominado keynesiana. Dentro de este grupo incluiríamos al Reino Unido para el cual no se rechaza la especificación keynesiana de la función de consumo.
2. Países en los que el déficit del sector público queda parcialmente compensado por un mayor ahorro privado. En España y Alemania la evidencia apunta a que el sector privado compensa parcialmente el mayor déficit público.
3. Países en los que el déficit público ejerce un fuerte efecto compensador sobre el ahorro privado y para los que, aunque no se acepta la especificación de la función de consumo de equivalencia ricardiana, la formulación keynesiana se aleja aún más de la especificación estimada. Dentro de este grupo se incluyen Italia y Francia. En Francia, el efecto del déficit se estima muy similar al de los impuestos aunque se rechaza la especificación de la función de consumo definida como de equivalencia ricardiana débil. Este resultado puede, no obstante, quedar ensombrecido por problemas de multicolinealidad<sup>4</sup>.

En definitiva, la conclusión general es que la hipótesis de equivalencia ricardiana no se satisface, pero, a diferencia de la formulación keynesiana estándar, parece que el sector privado, en la mayoría de los casos, anticipa parcialmente los mayores impuestos futuros que el déficit presente comporta.

<sup>4</sup> Para comprobar si los problemas de multicolinealidad eran graves se realizó una estimación adicional excluyendo de la muestra cuatro observaciones. Los resultados obtenidos no variaron significativamente a los obtenidos con la totalidad de la muestra. Esto es una señal de que el modelo estimado no tiene graves problemas, aunque, no obstante, de ello no se puede concluir que éstos no existan.

## Anexo: descripción de los datos

Con la excepción de las series de deuda pública y de capital productivo, todos los datos utilizados han sido obtenidos de la publicación de la OCDE «National Accounts»; se trata de una muestra anual del período de 1964 a 1988. La muestra abarca cinco países de la CE y ha sido restringida por el intento de obtener un intervalo de tiempo homogéneo. Los países son España, Italia, Reino Unido, Alemania y Francia. Se han tomado datos de consumo de las familias, ingresos públicos, transferencias, renta de las familias, déficit de las administraciones públicas, gasto de las administraciones públicas, deflactor del consumo y población. Los ingresos públicos incluyen los impuestos directos de las administraciones públicas y las cotizaciones a la seguridad social. Las transferencias incluyen transferencias corrientes y transferencias de capital. El gasto público se obtuvo sumando a los ingresos públicos la diferencia entre el déficit y las transferencias públicas. La renta de las familias no se encontraba de forma explícita para el período completo y se obtuvo como la suma del consumo y el ahorro de las familias. Todos los datos están deflactados en base 80 y se han homogeneizado por medio de los índices de paridad de poder adquisitivo respecto al dólar de dicho año. Además se han expresado en términos per cápita.

## Referencias

- Barro, Robert, J. (1974): «Are Government Bonds Net Wealth?», *Journal of Political Economy* 82, pp. 1095-1117.
- Barro, Robert J. (1989): «The Ricardian Approach to Budget Deficits», *Journal of Economics Perspectives* 3, pp. 37-54.
- Bernheim, B. Douglas (1987): «Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence», *Macroeconomics Annual 1987*, pp. 263-304, National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA: MIT Press.
- Branson, W. y Klevorick, A. K. (1969): «Money Illusion and the Aggregate Consumption Function», *The American Economic Review* 59, pp. 832-849.
- Brown, T. M. (1952): «Habit Persistence and Lags in Consumer Behaviour», *Econometrica* 20, pp. 355-371.
- Buchanan, J. M. (1976): «Barro on the Ricardian Equivalence Theorem», *Journal of Political Economy* 84, pp. 337-342.
- Buiter, W. H. y Tobin, J. (1980): «Fiscal and Monetary Policies, Capital Formation and Economic Activity» en *The Government and Capital Formation*, G. M. von Furstenberg (ed), Ballinger, Cambridge, Massachusetts.
- Davidson, D. F. y *et al.* (1978): «Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship Between Consumers Expenditure and Income in the UK», *Economic Journal* 11, pp. 661-692.
- Deaton, A. (1978): «Involuntary Savings through Unanticipated Inflation», *American Economic Review* 68, pp. 899-910.
- Diamond, Peter A. (1965): «National Debt in a Neoclassical Growth Model», *American Economic Review* 55, pp. 1126-1150.

- Fuster, Luisa (1992): «La Hipótesis de Equivalencia Ricardiana: Un Análisis Empírico en los Países de la CEE», *Papers de Treball*, P. T. 25. 92, Universitat Autònoma de Barcelona e Instituto de Análisis Económico.
- Granger, C. W. J. y Newbold, P. (1974): «Spurious Regressions in Econometrics», *Journal of Econometrics* 2, pp. 111-120.
- Hendry, D. F. y Urgen-Sternberg, T. (1980): «Liquidity and Inflation Effects on Consumers Expenditure», *Essays in the Theory and Measurement of Consumer's Behavior*, Cambridge University Press.
- Inder, Brett (1993): «Estimating Long-Run Relationships in Economics: A Comparison of Different Approaches», *Journal of Econometrics* 57, pp. 53-68.
- Kiviet, J. (1986): «On the Rigour of Some Specification Test for Modelling Dynamic Relationships», *Review of Economic Studies* 53, pp. 241-262.
- Kochin, L. A. (1974): «Are Future Taxes Anticipated by Consumers?», *Journal of Money, Credit and Banking* 6, pp. 385-394.
- Nicoletti, Giuseppe (1988): «Une Analyse Internationale de la Consommation Privée, de l'Inflation et de l'Hypothèse de la Neutralité de la Dette», *Revue Économique de l'OCDE* 11, pp. 49-98.
- Raymond, J. Ll. y González-Páramo, J. M. (1987): «¿Son Equivalentes Deuda Pública e Impuestos? Teoría y Evidencia», *Papeles de Economía* 33, pp. 365-392.
- Ricardo, David (1871): «On the Principles of Political Economy and Taxation», en *The Words of David Ricardo*, J. R. McCulloch (ed.), Murray, Londres.
- Schwarz, G. (1978): «Estimating the Dimension of a Model», *Annals of Statistics* 6, pp. 461-464.
- Seater, J. John (1993): «Ricardian Equivalence», *Journal of Economic Literature* 31, pp. 142-190.

## Abstract

This article presents an econometric analysis of the private consumption functions for five EC countries: Spain, Italy, Germany, France and the United Kingdom. We estimate jointly the consumption equations of these countries. Finally, we test the ricardian equivalence hypothesis versus the keynesian consumption model. We conclude that, although none of the extreme specifications is accepted, consumers take into account the public finance decisions.

*Recepción del original, noviembre de 1991*  
*Versión final, septiembre de 1993*