

¿DEPENDE EL AHORRO FAMILIAR DEL COMPORTAMIENTO DE LOS AHORROS EMPRESARIAL Y PÚBLICO?

LOS CASOS DE LA UNIÓN EUROPEA Y ESPAÑA

Isabel ARGIMÓN

I. AHORRO NACIONAL, PRIVADO Y FAMILIAR

TRES rasgos han caracterizado la evolución del ahorro nacional y sus componentes en la mayoría de países de la Unión Económica (UE) en la década de los ochenta y primeros noventa. Por una parte, se ha observado una caída en la *ratio* ahorro nacional/PIB que ha generado cierta preocupación por sus posibles consecuencias sobre el futuro desarrollo de estas economías, debido a la relación positiva postulada por los modelos teóricos entre ahorro, acumulación de capital y crecimiento. Por otra, durante este mismo período, los déficit públicos han experimentado aumentos considerables que han reavivado el debate acerca de la incidencia de la política fiscal sobre las decisiones de los agentes privados. Por último, el ahorro privado se ha mantenido más o menos estable, mientras que el componente familiar también ha disminuido, por lo que se ha estimulado el análisis de la dependencia entre decisiones de ahorro de las familias y de las empresas.

La constatación de estos hechos estilizados ha llevado a que se argumente que la única vía para recuperar las tasas de ahorro observadas en la década de los sesenta pasa por una reducción de los déficit públicos. Este trabajo se propone analizar esta afirmación a partir de contrastar, empíricamente, la hipótesis de equivalencia ricardiana y la de integración entre sector familiar y empresarial —hipótesis de velo societario— dentro del marco de la teoría del ciclo vital. Por un lado, el supuesto ricardiano implica que las variaciones en el ahorro del sector público se compensan plenamente con variaciones de signo contrario en el ahorro familiar. Por otro lado, la satisfacción de la hipótesis de integración entre sector familiar y empresarial implica que el impacto que los beneficios de las empresas tienen sobre el consumo privado es independiente de si aquéllos se dis-

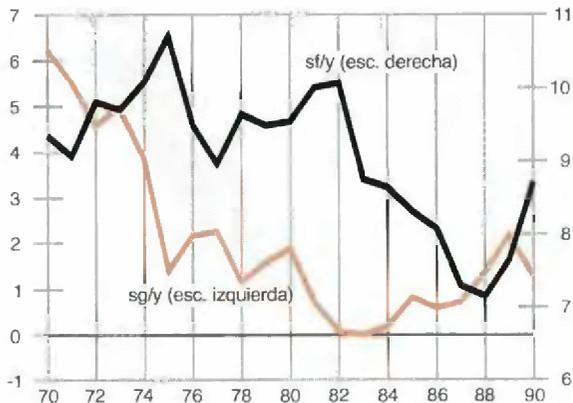
tribuyen en forma de dividendos o constituyen parte del ahorro empresarial. Cabe señalar que los datos disponibles sobre la evolución del ahorro familiar, el empresarial y el público, tanto referidos a una media de países de la Unión Europea (1) —gráficos 1 y 2— como referidos a España —gráficos 3 y 4—, parecen recoger cierto movimiento compensatorio entre estos distintos componentes del ahorro, que podría deberse a la satisfacción de estos supuestos de comportamiento. En cualquier caso, determinar si los consumidores se comportan de acuerdo con una o ambas de estas hipótesis puede contribuir a clarificar el papel que la política fiscal puede desempeñar en la determinación de la tasa de ahorro nacional.

La situación actual del análisis empírico en estas dos áreas de investigación no es concluyente. Parece que la evidencia recogida es favorable a la interpretación de que existe sustitución, como mínimo parcial, entre el ahorro del sector familiar y el empresarial, y entre el del sector privado y el público, mientras que es muy escaso el número de trabajos que reúne evidencia de sustitución total. En concreto, en el caso español, en los trabajos de Raymond (1990) y Marchante (1993) se encuentra evidencia de sustitución parcial entre ahorro familiar y empresarial, mientras que en Herce (1986) no se observa ninguna compensación entre los componentes del ahorro privado. En cambio, parece existir mayor unanimidad en cuanto a la relación de sustitución parcial entre ahorro familiar y público, tal como se recoge en Herce (1986), Raymond (1988, 1990), y Zabalza y Andrés (1991). Por otra parte, la conclusión alcanzada en Raymond y González-Páramo (1987) es que se rechaza la hipótesis de equivalencia ricardiana para el caso español.

En este trabajo, al igual que se hizo en Argimón (1996), se extiende el contraste de estas hipótesis a un panel incompleto de países de la Unión, aportando a aquel trabajo el análisis diferencial del caso español.

En concreto, se estima la función de consumo agregado propuesta por Kormendi (1983), con las reformulaciones contenidas en Kormendi y Meguire (1990), que se integra dentro de la hipótesis de ciclo vital/renta permanente. El trabajo, de una parte, recoge los resultados obtenidos en Argimón (1996) para el conjunto de países de la UE y, de otra, se propone determinar si los consumidores españoles se comportan de forma similar a como lo hacen el resto de consumidores de la Unión en cuanto a su relación con las variables del sector público y del sector empresarial.

GRÁFICO 1
AHORRO PÚBLICO Y DE LAS FAMILIAS
Países de la Unión (*). (En porcentaje RNBD)



(*) Francia, Holanda, Reino Unido y RFA.

GRÁFICO 3
AHORRO PÚBLICO Y DE LAS FAMILIAS
España. (En porcentaje RNBD)

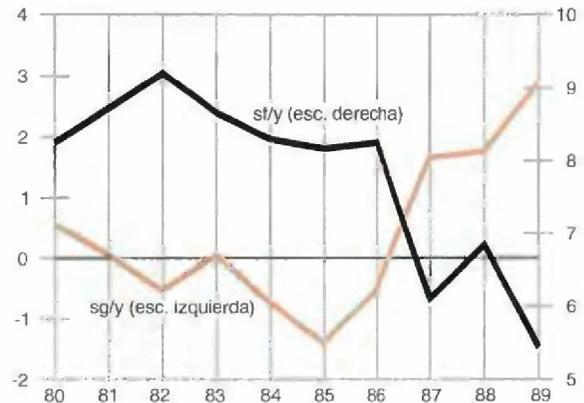
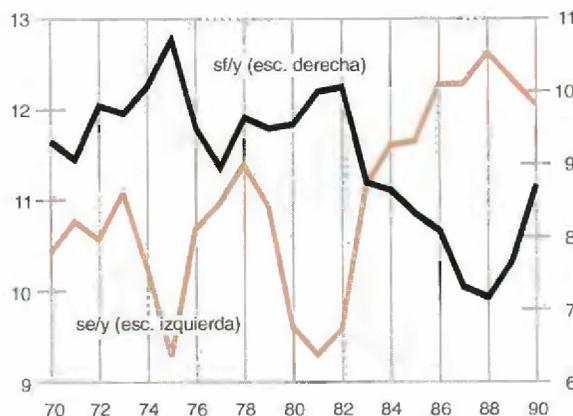
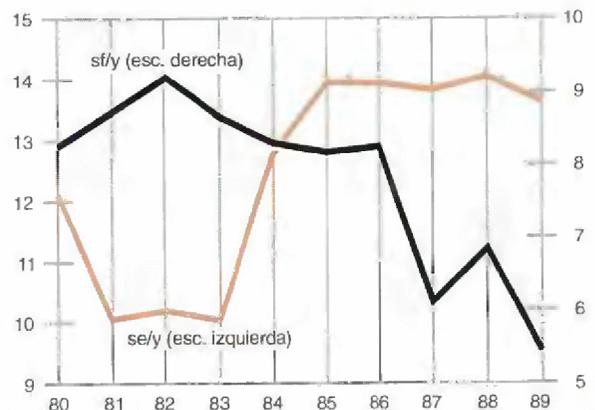


GRÁFICO 2
AHORRO EMPRESARIAL Y DE LAS FAMILIAS
Países de la Unión (*). (En porcentaje RNBD)



(*) Francia, Holanda, Reino Unido y RFA.

GRÁFICO 4
AHORRO EMPRESARIAL Y DE LAS FAMILIAS
España. (En porcentaje RNBD)



En el apartado II, se repasa el modelo empírico formulado por Kormendi (1983), y se discute el valor y signo de los coeficientes que cabe esperar si se satisfacen las hipótesis de comportamiento postuladas. El apartado III contiene los resultados de la es-

timación de una función de consumo para el conjunto de países de la Unión, bajo un modelo estático y bajo una especificación dinámica. En el IV, se presenta el contraste de la posibilidad de que España muestre un comportamiento diferenciado con respecto al resto de países de la Unión considerados. En el último apartado, se recogen las principales conclusiones.

II. RESPUESTA DEL CONSUMO A LA POLÍTICA FISCAL: MARCO ANALÍTICO

Se parte de considerar que hay una parte del gasto público, el consumo público, que proporciona utilidad al sector privado en el período corriente. Se supone que los agentes adoptan sus decisiones de consumo/ahorro teniendo en cuenta el control que ejercen sobre todas las fuentes de renta, que incluyen tanto las que provienen del sector privado, entre las que se encuentran las que se derivan de la propiedad de la empresa, como las que se generan en el sector público. Se consolidan así las cuentas del sector público y del sector privado, y se incorporan en el marco de la hipótesis de la renta permanente. La justificación de tal integración es que los consumidores tienen un verdadero control sobre el gasto público y su financiación, a través de su voto, y sobre las decisiones de reparto de beneficios, a través de la propiedad de las empresas.

En realidad, la hipótesis de equivalencia ricardiana, en su formulación por Barro (1974), sostiene que los agentes descuentan los futuros impuestos implícitos en la deuda, de manera que la financiación del gasto público, vía impuestos o vía deuda, no tiene un efecto diferenciado sobre las decisiones de consumo/ahorro de las familias. La idea que subyace a este planteamiento es que los déficit (y su financiación vía deuda) únicamente retrasan el pago de impuestos, y, dado que el momento del pago no afecta a la restricción presupuestaria intertemporal del consumidor, no puede afectar a sus decisiones de ahorro. En realidad, la equivalencia ricardiana puede verse como una implicación de la hipótesis de ciclo vital/renta permanente, donde la presencia del sector público se manifiesta a través del gasto que realiza, de los impuestos que ingresa y de la deuda que emite. La posibilidad de que se observe este tipo de comportamiento ha sido objeto de un amplio debate teórico, y ha generado una cuantiosa literatura empírica que ha sido revisada en Bernheim (1987) y Seater (1993).

Por otro lado, en la medida en que los propietarios de los activos empresariales son las familias, los cambios que se producen en el ahorro empresarial conducen a cambios en la riqueza neta de las familias en la misma dirección. Por ello, la distinción entre beneficios distribuidos y no distribuidos (equivalentes al ahorro empresarial) es irrelevante para las decisiones de consumo, ya que sólo refleja la forma en que se materializa la riqueza del sector privado. En este sentido, es como si las familias incorporaran en su restricción presupuestaria la renta de las empresas.

Para contrastar estas hipótesis de comportamiento, siguiendo a Kormendi, se especifica y estima la siguiente ecuación, que debe verse como una forma reducida:

$$c_t = a_0 + a_1 y_t + a_2 w_{t-1} + a_3 g_t + a_4 tr_t + a_5 \tau_t + a_6 se_t + a_7 bp_{t-1} + e_t \quad [1]$$

donde c_t es el consumo privado; y_t es el producto nacional; w_{t-1} es la riqueza privada (sin deuda pública) al principio del período; g_t es el gasto público; tr_t son las transferencias; τ_t son los impuestos; se_t son los beneficios retenidos por las empresas (que se pueden asimilar al ahorro empresarial), y bp_{t-1} es la deuda pública viva al principio del período. Bajo un enfoque keynesiano, el consumo se considera función de la renta disponible, definida como $y_t^d = y_t - \tau_t - se_t + tr_t$, y de la riqueza privada, entre cuyos componentes se encuentra la deuda pública. Por lo tanto, en este marco, la política fiscal puede ser efectiva a través de su incidencia sobre los componentes de la renta disponible y el volumen de deuda. En la medida en que tanto la renta total como la riqueza en manos del sector privado, que debe incluir tanto la humana como la no humana, intentan aproximar la renta permanente, cabe esperar que sus coeficientes sean positivos.

Si el consumo privado y el público fueran sustitutos perfectos en relación con las decisiones de consumo/ahorro, el coeficiente del gasto público, a_3 , debería tener un valor de -1 , mientras que si fueran sustitutos imperfectos, debería situarse entre 0 y -1 . Sin embargo, no hay motivos para descartar que la complementariedad defina la relación entre ambas variables (Karras, 1994), por lo que el signo y significatividad de este coeficiente no se tomarán como evidencia ni a favor ni en contra de la satisfacción de ninguna de las dos hipótesis de comportamiento.

Las transferencias, tr_t , financiadas con impuestos, redistribuyen la riqueza entre los consumidores que tienen distintas propensiones al consumo. Por lo tanto, pueden afectar al consumo agregado, lo que justifica su inclusión en la especificación. Las transferencias detraen riqueza de individuos con una reducida propensión a consumir (rentas altas) y la reparten a individuos con una elevada propensión a consumir (rentas bajas), por lo que cabe esperar que el signo del coeficiente a_4 sea positivo. La diferencia principal entre el enfoque keynesiano y el ricardiano es que bajo el keynesiano el valor del coeficiente debería ser igual al obtenido para el de la renta total, ya que constituye un componente de la renta disponible.

Dado que la hipótesis ricardiana postula que la elección entre impuestos y deuda no afecta a las de-

cisiones de consumo, cabe esperar que el coeficiente de los impuestos sea nulo —es decir, no tenga significatividad estadística ($a_5 = 0$)—, ya que es un componente de la renta del sector público. En cambio, se espera que sea negativo e igual al de la renta nacional bajo el enfoque keynesiano, ya que el efecto del sector público sobre las decisiones de consumo se canaliza únicamente a través de la renta disponible de las familias (2).

Dado que se desea contrastar la hipótesis de que las familias consolidan sus cuentas con las del sector empresarial, se contrasta primero si el coeficiente de se , (a_6) es estadísticamente significativo. El hecho de que no lo sea ($a_6 = 0$) puede tomarse como evidencia a favor de que la distribución de la renta entre el sector familias y el sector empresas no tiene ningún efecto sobre las decisiones de consumo, ya que el conjunto de los beneficios empresariales, se distribuyan a las familias o no, tiene el mismo impacto sobre el consumo que las rentas salariales. En consecuencia, un aumento (disminución) de los beneficios distribuidos en detrimento (a favor) de los no distribuidos se ahorrará (desahorrará) íntegramente. Si, en cambio, es estadísticamente significativo ($a_6 \neq 0$) cabe contrastar si el coeficiente (con signo negativo) tiene el mismo valor que el coeficiente estimado para la renta total (que incluye los beneficios no distribuidos). Si así fuera ($-a_6 = a_1 \neq 0$), se podría tomar como evidencia a favor de la hipótesis keynesiana, ya que nos indicaría que, al no formar parte de la renta disponible de las familias, éstas no los tienen en absoluto en cuenta a la hora de adoptar sus decisiones de consumo. En cambio, si el coeficiente de ahorro empresarial fuera estadísticamente significativo, pero con un valor distinto al obtenido para la renta total, se podría interpretar como evidencia a favor de que las familias integran parcialmente la renta de las sociedades, en el sentido de que sólo una parte de los beneficios no distribuidos se perciben como renta propia.

Bajo el enfoque ricardiano, la riqueza neta del sector privado no se altera con cambios en la forma de financiación del déficit, por lo que el *stock* de deuda pública viva no forma parte de ella, y no afecta así a la elección entre consumo y ahorro. En cambio, bajo el enfoque keynesiano la deuda forma parte de la riqueza y, en puridad, debería observarse que $a_2 = a_7$.

Por lo tanto, los efectos que cabe esperar de los distintos elementos que configuran la política fiscal y de reparto de dividendos son relativamente diferentes bajo el enfoque keynesiano y bajo las hipótesis ricardiana y de integración entre el sector familiar y el empresarial (3).

III. RELACIONES DE DEPENDENCIA ENTRE LOS DISTINTOS COMPONENTES DEL AHORRO EN EL CONJUNTO DE LA UNIÓN

Para el análisis empírico, se utilizan datos agregados anuales de la Contabilidad Nacional —según la metodología del Sistema Europeo de Cuentas (SEC)— de un subconjunto de países de la Unión Europea (UE), entre los que se encuentra España, con los que se construye un panel incompleto. El período muestral abarca desde 1970 a 1990, aunque hay países para los que el conjunto de referencia no es tan extenso, debido a que no se dispone de toda la información requerida para todos los años (por ejemplo, para España, el período es 1980-1989). Todas las variables se definen en términos per cápita y se expresan en paridad de poder de compra (PPC) de 1985 (4). En concreto, como variable de consumo privado (c_i) se utiliza la que proporciona la Contabilidad Nacional anual, y como variable de renta (y_i) se adopta la renta nacional bruta disponible. La variable riqueza (w_i) se construye a partir de los datos de *stock* de capital y de cuenta corriente proporcionados por *Eurostat*. La variable de consumo público adoptada es la que así se denomina en la Contabilidad Nacional para el conjunto de las administraciones públicas (g_i), las transferencias consideradas son exclusivamente las corrientes efectuadas a familias (tr_i), y los impuestos (τ_i) incluyen tanto los de renta y patrimonio como los que recaen sobre la producción e importación. Asimismo, incluyen el montante global de las cotizaciones sociales, que abarcan tanto las que corren a cargo de los empleados como las que pagan los empleadores. La deuda (bp_i) es el saldo vivo de valores públicos a final del período.

Inicialmente, se estima la ecuación [1] utilizando la información disponible para todos los países. Una de las primeras cuestiones metodológicas que suelen plantearse al abordar la estimación de una ecuación con un panel de datos es la del tratamiento de la heterogeneidad presente, derivada del hecho de que se dispone de información sobre distintos individuos a lo largo del tiempo. Aquí se adopta la solución de presentar los resultados obtenidos bajo las dos especificaciones tradicionales en este marco y contrastar su validez utilizando el test de Hausman (véase Hausman, 1978), que permite discriminar entre ellas. En concreto, la primera estimación se realiza en el supuesto de que el coeficiente de respuesta a cada variable explicativa es igual para todos los países incluidos en la muestra, excepto por la constante, que se especifica como distinta por países; es decir, se estima la ecuación bajo un modelo de efectos fijos. La segunda se realiza imponiendo la res-

trición de ausencia de correlación entre los regresores y los efectos país, es decir, bajo un modelo de efectos aleatorios (5), que también implica una respuesta idéntica de todos los países ante variaciones de las variables explicativas, incluida la constante. Bajo este enfoque, se supone que los efectos país son variables aleatorias inobservables que forman parte de un término de perturbación compuesto. Si el contraste de Hausman permite rechazar la hipótesis nula de que los efectos individuales no están correlacionados con los regresores, entonces se adopta el enfoque de efectos fijos.

Los resultados de la estimación se presentan en el cuadro n.º 1. En las tres primeras columnas, se ofrecen los resultados obtenidos bajo el modelo de efectos fijos, y en las tres siguientes, los alcanzados bajo un modelo de efectos aleatorios.

En concreto, bajo ambos modelos tanto la riqueza al principio del período como la renta aparecen con signo positivo y significativo, en consonancia con la hipótesis de ciclo vital. El coeficiente estimado para la renta adopta un valor en torno a 0,7, mientras que el de la riqueza gira en torno a 0,05. Asimismo, el consumo público (g_t) aparece como estadísticamente significativo, y con signo negativo, lo que apoyaría la interpretación de que el consumo público y el privado son sustitutos. El he-

cho de que el coeficiente se estime entre $-0,5$ y $-0,4$ indica que la sustitución entre consumo público y privado es relativamente reducida, y en ningún caso es perfecta. Por otra parte, los resultados obtenidos para los impuestos (τ_t) van en la dirección de respaldar la hipótesis ricardiana, ya que no aparecen como estadísticamente significativos, lo que puede ser indicativo de que las familias integran la actividad del sector público en sus decisiones. El resultado obtenido para el coeficiente del ahorro empresarial (se_t), que aparece como estadísticamente significativo, puede interpretarse como evidencia de que los agentes económicos no consideran a la renta del sector privado como un flujo homogéneo. El contraste sobre la hipótesis de que se integra parcialmente la renta de las sociedades en la familiar, de manera que el coeficiente que se obtiene para la renta nacional es igual, pero de distinto signo, al coeficiente que se obtiene para la renta de sociedades (el ahorro empresarial), no permite rechazar la hipótesis nula de que son iguales. No parece, por tanto, que las familias tengan en cuenta el volumen de beneficios retenidos por las empresas al adoptar sus decisiones de consumo. En realidad, el resultado aquí obtenido indica que un aumento en los beneficios no distribuidos en detrimento de los distribuidos —de manera que el nivel de la renta nacional no se modifica, aunque disminuye el nivel de la familiar— reduce el consumo de las familias y su ahorro, mientras

CUADRO N.º 1

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE CONSUMO

VARIABLE (*)	COEFICIENTES ESTIMADOS					
	MODELO DE EFECTOS FIJOS			MODELO DE EFECTOS ALEATORIOS		
	Valor coeficiente	Estadístico <i>t</i>	Incidencia	Valor coeficiente	Estadístico <i>t</i>	Incidencia
y_t	0,72	17,76	+	0,66	24,05	+
w_{t-1}	0,04	4,17	+	0,06	8,55	+
g_t	-0,55	3,24	-	-0,37	3,78	-
tr_t	0,35	2,86	+	-0,07	1,09	0
se_t	-0,80	9,27	-	-0,68	9,11	-
τ_t	-0,13	1,59	0	-0,08	1,00	0
bp_{t-1}	0,03	1,54	0	0,06	0,48	0
Número observaciones	111			111		
\bar{R}^2	0,980			0,975		
Autocorrelación (**)	4,23					
Sustitución ahorro familiar y empresarial	No			No		

(*) y_t : renta nacional; w_{t-1} : riqueza; g_t : gasto público; tr_t : transferencias corrientes; se_t : ahorro empresarial; τ_t : carga fiscal; bp_{t-1} : deuda pública.

(**) Valor del estadístico t de β en la regresión:

$$\Delta r_t = \alpha + \beta r_{t-1}$$

donde r_t son los residuos de la estimación y $\Delta r_t = r_t - r_{t-1}$.

el volumen del ahorro nacional aumenta, impulsado por el crecimiento del componente empresarial. La deuda pública aparece con signo positivo, pero no significativo, lo que está en consonancia con los postulados de la hipótesis ricardiana (6). Este resultado señala que la deuda pública no es considerada como riqueza neta por las familias y que, por tanto, no afecta al consumo.

Por su parte, las transferencias corrientes (tr_i) tienen el signo positivo esperado, y son además estadísticamente significativas, bajo el modelo de efectos fijos. Tal resultado puede significar que la redistribución canalizada a través de ellas es efectiva en el sentido de que detraen renta de consumidores con reducidas propensiones al consumo (que se corresponden con familias con rentas altas) y las reparten a consumidores con elevadas propensiones al consumo (que se asocian a familias con niveles de renta reducidos). Bajo el modelo de efectos aleatorios, en cambio, las transferencias no tienen el signo positivo esperado, aunque no son estadísticamente significativas. En resumen, podría indicarse que el modelo de efectos aleatorios está más en sintonía con la hipótesis ricardiana que el modelo de efectos fijos. En cambio, la respuesta del ahorro empresarial, bajo ambos modelos, responde a los postulados keynesianos, lo que implica que las familias no integran su renta con la del sector societario.

El resultado del contraste de Hausman indica que los datos rechazan la hipótesis nula de ausencia de

correlación entre los efectos y los regresores. Por tanto, los resultados compatibles con la estructura de las series para los países son los obtenidos bajo el modelo de efectos fijos, y no los que se presentan bajo el modelo de efectos aleatorios.

Sin embargo, estas estimaciones del cuadro n.º 1 parecen adolecer de un problema de autocorrelación en los residuos, tal como se recoge en el valor del contraste, lo que, aunque no produce sesgos en los coeficientes, puede llevar a problemas de eficiencia (7).

Cabe plantearse la posibilidad de estimar una forma dinámica del modelo que permita discriminar entre los resultados que pueden obtenerse para el corto plazo y los que se deducen para el largo plazo. La distinta respuesta que podría observarse a lo largo del tiempo podría justificarse, sencillamente, por la existencia de procesos de ajuste en la toma de decisiones. Cabría discutir la posibilidad de estimar un modelo con mecanismo de corrección del error que permitiría conocer el proceso dinámico que acaba configurando las relaciones de equilibrio. Dado que no existen todavía trabajos realizados en el área de modelos con mecanismo de corrección del error, ni de cointegración, bajo un marco de panel, y dado que aquí se dispone de un panel incompleto, por lo que tampoco es posible determinar con claridad el orden de integración de las series utilizadas, se opta por estimar un modelo dinámico menos estructural y con menor contenido teórico, pero que puede justificarse por un proceso de ajuste parcial (8) derivado

CUADRO N.º 2

INCIDENCIA A CORTO Y A LARGO PLAZO SOBRE EL CONSUMO DE LAS VARIABLES FISCALES Y EL AHORRO EMPRESARIAL

VARIABLE (*)	CORTO PLAZO			LARGO PLAZO		
	Valor coeficiente	Estadístico <i>t</i>	Incidencia	Valor coeficiente	Estadístico <i>t</i>	Incidencia
y_i	0,66	12,47	+	0,62	4,94	+
w_i	—	—	0	0,03	1,15	+ (**)
g_i	-0,27	1,34	0	-0,06	0,12	0
tr_i	0,37	2,43	+	0,47	1,14	0
se_i	-0,50	4,77	-	-1,00	3,51	-
τ_i	-0,10	1,08	0	-0,15	0,55	0
bp_i	—	—	0	0,06	1,08	0
Sustitución ahorro familiar y empresarial	Sí			No		

(*) Ver cuadro n.º 1 para definición de las variables.

(**) En esta especificación, el valor del estadístico *t* no permitiría rechazar la nula de ausencia de incidencia. Sin embargo, cuando se integran transferencias e impuestos en una única variable, la riqueza aparece como estadísticamente significativa.

de la existencia de inercias o de consumidores sujetos a restricciones de liquidez.

El modelo que se estima se especifica incluyendo todos los valores contemporáneos y retrasados de las variables, así como los retardos primero y segundo del consumo privado. Los resultados para el corto y el largo plazo se resumen en el cuadro n.º 2.

Tal como se observa en la tercera columna, a corto plazo, ni el consumo público ni los impuestos influyen sobre las decisiones de consumo de las familias. En cambio, sí que tienen incidencia positiva las transferencias corrientes, tanto brutas como netas, indicando que la redistribución operada a través de ellas favorece, como mínimo en el corto plazo, a los sectores con una propensión marginal al consumo elevada. Asimismo, se desprende que los beneficios no distribuidos tienen un impacto diferenciado al del resto de componentes de la renta nacional sobre el consumo, de manera que parece que las familias se comportan como si consideraran la renta de las empresas sólo como parcialmente propia.

A largo plazo, el panorama no cambia sustancialmente, con la excepción de la respuesta inducida por las transferencias y el ahorro empresarial. En el caso de las transferencias netas, no aparecen como estadísticamente significativas. Por otra parte, las familias no consideran la renta de las empresas como un componente adicional de la renta relevante para sus decisiones (9), a diferencia de lo que ocurría en el corto plazo. Asimismo, la deuda no parece pesar en las decisiones de consumo, por lo que cabe inferir que no es considerada como riqueza por los consumidores.

En resumen, los consumidores parecen responder a postulados acordes con la hipótesis ricardiana por lo que respecta a deuda pública, transferencias e impuestos, ya que ninguna de las tres variables aparece como estadísticamente significativa en el largo plazo. En cambio, en el corto, parece que las transferencias pueden tener un impacto positivo de estímulo al consumo, que no contradice en ningún caso la hipótesis ricardiana. Por otro lado, la evidencia recogida sobre la ausencia de efecto del consumo público sobre el privado responde más al esquema keynesiano, indicando, en cualquier caso, que el consumo público no es ni sustitutivo ni complementario del privado o, al contrario, que en el agregado ambas relaciones se contrarrestan. Asimismo, los resultados obtenidos para el ahorro empresarial señalan que, a largo plazo, el impacto de las decisiones de la empresa en materia de reparto de beneficios se canaliza exclusivamente a través de la renta disponible de las familias.

IV. ¿ES ESPAÑA DIFERENTE?

Cabe cuestionarse si se pueden observar diferencias estadísticamente significativas entre España y la media de países de la Unión en cuanto a la respuesta del consumo a sus determinantes. Para ello, se propone formular un contraste, a partir de la construcción de variables artificiales referidas a España que permitan determinar, estadísticamente, si la respuesta de los consumidores españoles es distinta de la que recoge el comportamiento medio de los consumidores de los países de la Unión. La ventaja de este enfoque radica en que se obtienen resultados más robustos que los que se alcanzarían al analizar esta cuestión con datos referidos exclusivamente a España, debido al mayor número de observaciones de que se puede disponer. En concreto, el contraste se formula como una regresión, cuya expresión general viene recogida por la ecuación:

$$c_t = \sum_i \alpha_i x_{it} + \sum_j \beta_j dx_{jt} + \varepsilon_t \quad [2]$$

donde x_t son las variables explicativas incluidas en la función de consumo (c_t), y dx_t son las variables artificiales para España. El contraste se reduce a determinar la significatividad estadística de los β_j .

La especificación concreta de la función de consumo que se va a estimar es la que se recoge en la ecuación [1], ya que la falta de grados de libertad impide desarrollar este análisis bajo la especificación dinámica del modelo. Inicialmente, se opta por contrastar si la respuesta de los consumidores españoles a todas y cada una de las variables explicativas es distinta de la del conjunto de la Unión, con el resultado de que ningún coeficiente para las variables artificiales de España aparece como estadísticamente significativo. El contraste de significatividad conjunta para todas las variables artificiales señala que no puede rechazarse la hipótesis de que no aportan nada a la especificación, tal como se recoge en la última columna del cuadro n.º 3.

De forma alternativa, se realiza este mismo análisis a partir de individualizar la respuesta para cada una de las variables incluidas en la ecuación. Es decir, se contrasta si la respuesta de los consumidores españoles a una determinada variable es distinta de la obtenida para el resto de países de la Unión, habiendo impuesto la restricción de que para el resto de variables no se observa un comportamiento diferenciado, y habiendo repetido el análisis con cada uno de los regresores. Este mismo ejercicio se realiza también para todos y cada uno de los países incluidos en la muestra, lo que permite relativizar las conclusiones que pueden obtenerse para España. Los resultados obtenidos bajo esta estrategia de

CUADRO N.º 3

RESPUESTA DIFERENCIADA DE LOS CONSUMIDORES POR PAÍSES

	VARIABLES (*)				
	<i>g</i>	<i>tr</i>	<i>r</i>	<i>se</i>	Todas (**)
República Federal de Alemania	No (1,01)	No (1,63)	No (0,08)	Sí (1,92)	Sí (3,60)
Francia	No (0,45)	No (1,12)	No (1,01)	Sí (3,16)	Sí (3,75)
Italia	Sí (3,75)	Sí (4,44)	Sí (4,22)	No (1,39)	Sí (3,47)
Reino Unido	Sí (2,34)	Sí (2,28)	Sí (3,49)	No (1,75)	Sí (9,71)
Holanda	No (0,45)	No (0,07)	No (1,09)	No (0,03)	No (0,64)
Dinamarca	Sí (2,90)	Sí (3,15)	No (1,51)	No (1,15)	No (1,68)
España	No (1,59)	No (0,71)	No (1,57)	No (1,68)	No (0,46)

(*) Entre paréntesis, estadístico *t*. Véase cuadro n.º 1 para la definición de las variables.

(**) Entre paréntesis, estadístico *F* de significatividad conjunta de todas las variables artificiales, cuyo valor crítico es de 2,09 al 5 por 100.

análisis se resumen en el cuadro n.º 3, donde, como ya se ha señalado, en la última columna se incluye el resultado del contraste de la *F* de significatividad conjunta de todas las variables artificiales.

Tal como se observa, y cabría esperar, las diferencias de respuesta de los distintos países a cada una de las variables explicativas tomadas de forma individual son escasas (con la excepción de los resultados obtenidos para el Reino Unido e Italia), lo que podría interpretarse como evidencia de que existe una cierta homogeneidad en el comportamiento de los consumidores de los países de la Unión. Sin embargo, y a pesar de estos resultados individuales, en cuatro países (RFA, Francia, Italia y Reino Unido) no puede rechazarse la hipótesis de que, globalmente, la respuesta a las variables explicativas es distinta a la que se obtiene para la media de la Unión.

De los resultados obtenidos puede deducirse que para cada una de las variables explicativas hay un país cuya respuesta es significativamente distinta de la del conjunto de la Unión: Italia y el Reino Unido para los impuestos; estos dos países y Dinamarca para el gasto público y para las transferencias corrientes, y la República Federal de Alemania y Francia para el ahorro empresarial.

Por países, destaca el hecho de que ni en Holanda ni en España se recoge ningún impacto diferenciado. En ambos países, ninguna de las variables artificiales aparece como estadísticamente significativa. En el caso español, las pruebas realizadas incluyendo en la especificación distintos grupos de variables conducen al mismo tipo de resultado cualitativo: en ninguna de las combinaciones el estadísti-

co *t* de las variables artificiales para España supera el valor crítico.

Por otra parte, Francia y la antigua RFA sólo difieren del conjunto de la UE en la respuesta a una variable (el ahorro empresarial), y Dinamarca a dos (gasto público y transferencias).

Por lo tanto, cabe inferir que la respuesta de los consumidores españoles ante variaciones en los distintos componentes de la política fiscal y en las decisiones sobre reparto de beneficios no difiere de la observada en los consumidores de la Unión Europea.

V. CONCLUSIONES

La evidencia recogida en este trabajo parece indicar que, en la Unión Europea, la respuesta del consumo a las variables del sector público depende del horizonte temporal que se considere. En concreto, los consumidores parecen actuar en consonancia con la hipótesis keynesiana en el corto plazo, en el sentido de que la renta disponible de las familias se constituye en la variable relevante para las decisiones de consumo/ahorro, mientras que en el largo plazo parecen descontar los impuestos, integrando la restricción del sector público en su restricción presupuestaria intertemporal, lo que encaja dentro de la hipótesis ricardiana.

El papel del ahorro empresarial también es relativamente distinto según el horizonte temporal considerado, ya que mientras a corto los beneficios no distribuidos inciden marginalmente sobre las decisiones de consumo de las familias, a largo, no tie-

nen ningún peso. Estos resultados, que parecen indicar que los consumidores no integran la renta empresarial con la familiar en el largo plazo, y sólo lo hacen parcialmente en el corto, son poco intuitivos, y no parecen estar en consonancia con las relaciones que se ponen de manifiesto en los gráficos 2 y 4. No obstante, cabe pensar que existen factores comunes que inciden sobre ambos componentes del ahorro generando respuestas contrapuestas, y que es a través de ellos como se produce la compensación en el largo plazo. En cualquier caso, parecen sugerir la necesidad de desarrollar este análisis en un marco alternativo.

Las conclusiones de política económica que, a grandes rasgos, pueden derivarse de los resultados obtenidos indican que las medidas fiscales de estímulo al ahorro (o al consumo) pueden ser efectivas en el corto plazo. La existencia de inercias o la dificultad de un ajuste inmediato ante cambios en los determinantes de las decisiones de consumo explican esta respuesta a corto ante variaciones en impuestos o transferencias, respuesta que tiende a diluirse a medida que transcurre el tiempo.

Así, dado que a corto plazo la renta disponible de las familias es la variable relevante para las decisiones de los consumidores, toda medida económica que altere su nivel afectará al consumo. Por tanto, una disminución de impuestos (un aumento de las transferencias netas) financiada con deuda tendrá, a corto plazo, un impacto expansivo sobre el consumo. En realidad, parte del aumento en la renta disponible derivado de tal medida se ahorrará, por lo que, a escala nacional, la reducción en el ahorro público asociada a los menores impuestos (o mayores transferencias) se verá compensada parcialmente por el aumento del ahorro familiar.

Por otra parte, una política fiscal encaminada a estimular el reparto de dividendos en detrimento del ahorro empresarial aumentará el consumo privado en mayor medida en el largo que en el corto plazo, comportando así una disminución del ahorro privado mayor en el largo plazo. En cualquier caso, aunque este trabajo no permite dilucidar el impacto que la política tributaria puede tener sobre la descomposición del ahorro privado entre el componente de familias y el de empresas, en cambio sugiere la necesidad de analizar el ahorro privado de forma desagregada si se desea conocer las vías a través de las cuales las medidas de política económica inciden sobre las decisiones del sector privado.

Por último, los resultados obtenidos para España señalan que las diferencias de comportamiento entre los consumidores españoles y los de los países

de la Unión no son significativas, por lo que cabe esperar el mismo tipo de respuesta ante los estímulos fiscales en España que en el resto de países analizados.

NOTAS

(1) Los países incluidos son Francia, Reino Unido, Holanda y la antigua República Federal de Alemania.

(2) El contraste se deriva sencillamente de la ecuación [1]:

$$c_t = b_0 + b_1 y_t + \dots + b_k \tau_t + \dots$$

que puede reescribirse como

$$c_t = b_0 + b_1 (y_t - \tau_t) + (b_0 - b_1) \tau_t + \dots$$

por lo tanto, se formula como $b_1 = b_0$.

(3) La no satisfacción de los postulados ricardianos y de integración entre el sector familiar y el empresarial no necesariamente debe derivarse de un comportamiento miope por parte de los agentes, sino que puede justificarse por la incertidumbre asociada al futuro (véase BARSKY, MANKIW y ZELDES, 1986).

(4) En concreto, los países y años considerados son la RFA (1970-90), Francia (1970-90), Reino Unido (1970-90), Italia (1970-88), Holanda (1975-90), Dinamarca (1981-90) y España (1980-89).

(5) Cuando no se permite la interacción entre las diferencias específicas características de cada país y las variables explicativas incluidas en la ecuación —forma de modelizar las diferencias de comportamiento entre los países acorde con el modelo de coeficientes aleatorios—, se requiere un estimador mínimo cuadrático generalizado. En concreto, el modelo general de panel se puede reformular como:

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$$

con

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_{it}] &= E[u_i] = 0; & E[\varepsilon_{it}^2] &= \sigma_\varepsilon^2 & E[u_i^2] &= \sigma_u^2 \\ E[\varepsilon_{it} u_j] &= 0 & & & E[\varepsilon_{it} \varepsilon_{js}] &= 0 \quad \text{si } t \neq s \text{ o } i \neq j \\ E[u_i u_j] &= 0 & & & & \text{si } i \neq j \end{aligned}$$

En este caso, el estimador de mínimos cuadrados generalizados (MCG) se puede ver como el obtenido de transformar las variables de la siguiente manera:

$$\Omega^{-1/2} y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} - \theta y_{i2} \\ y_{i2} - \theta y_{i1} \\ \vdots \\ y_{it} - \theta y_{i,t-1} \\ \vdots \\ y_{iT} - \theta y_{i,T-1} \end{bmatrix}$$

donde

$$\theta = 1 - \frac{\sigma_u}{\sqrt{T\sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2}} \quad \bar{y}_i = \frac{\sum_t y_{it}}{T}$$

y la misma transformación para las x . Los MCG se obtienen de la regresión de estas desviaciones de las y sobre las mismas transformaciones en las x .

(6) Cabe señalar que, en especificaciones alternativas, el coeficiente de la deuda pública aparece como significativo estadísticamente bajo el modelo de efectos fijos, pero no bajo el de efectos aleatorios (véase ARGIMÓN, 1996).

(7) La presencia de estructura en los errores puede reflejar, en este caso, un problema de variables omitidas, derivado de la imposición de coeficientes comunes para todos los países para las pendientes. En realidad, los contrastes de F sobre igualdad de coeficientes permiten rechazar la nula.

(8) Un mecanismo de ajuste parcial podría formularse, de manera general, como:

$$y_t - y_{t-1} = \lambda(y_t^* - y_{t-1}) + u_t \quad 0 \leq \lambda \leq 1$$

donde y_t^* viene dado por

$$y_t^* = \alpha + \beta x_t$$

Si se reescribe la ecuación de ajuste parcial como

$$y_t = \lambda y_t^* + (1 - \lambda)y_{t-1} + u_t$$

y sustituyendo en la definición de nivel óptimo, se obtiene

$$y_t = \lambda\alpha + \lambda\beta x_t + (1 - \lambda)y_{t-1} + u_t$$

que es una formulación dinámica que no impone ninguna estructura en los errores.

(9) Este resultado poco intuitivo podría reflejar los problemas de estimación que se derivan de la presencia de heterogeneidad en la respuesta de los países, en combinación con la especificación de un modelo dinámico en paneles donde la dimensión temporal es igual o mayor que la de sección cruzada, y que han sido tratados en PESARAN y SMITH (1995). El limitado número de países incluidos en esta muestra dificulta el tratamiento propuesto por estos autores, que sugieren que las estimaciones se realicen sobre las medias temporales.

BIBLIOGRAFÍA

- ARGIMÓN, I. (1996), «El comportamiento del ahorro y su composición: evidencia empírica para algunos países de la Unión Europea», Banco de España, *Estudios Económicos*, n.º 55.
- BARRO, R. J. (1974), «Are government bonds net wealth?», *Journal of Political Economy*, noviembre/diciembre, vol. 82, n.º 6, páginas 1095-1117.
- BARSKY, R. B.; MANKIW, N. G., y ZELDES, S. P. (1986), «Ricardian consumers with keynesian propensities», *American Economic Review*, volumen 76, págs. 676-691.
- BERNHEIM, B. D. (1987), «Ricardian equivalence: an evaluation of theory and evidence», *NBER Macro Annual*, 2, págs. 263-304.
- EUROSTAT (1995), «National accounts ESA. Detailed tables by sector», Luxemburgo, soporte informático.
- HAUSMAN, J. A. (1978), «Specification tests in econometrics», *Econometrica*, noviembre, vol. 46, págs. 1251-72.
- HERCE, J. A. (1986), «El ahorro en España: 1964-1984», *Documentos de Trabajo*, 8610, Fundación Empresa Pública.
- KARRAS, G. (1994), «Government spending and private consumption: some international evidence», *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 26, n.º 1, págs. 9-22.
- KORMENDI, R. C. (1983), «Government debt, government spending and private sector behavior», *American Economic Review*, diciembre, volumen 73, n.º 5, págs. 994-1010.
- KORMENDI, R. C., y MEGUIRE, P. (1990), «Government debt, government spending and private sector behaviour: reply and update», *American Economic Review*, junio, vol. 80/3, págs. 604-17.
- MARCHANTE, A. (1993), «Consumo privado y gasto público: evidencia para la economía española», *Revista de Economía Aplicada*, número 1, vol. 1, págs. 125-149.
- PESARAN, M. H., y SMITH, R. (1995), «Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels», *Journal of Econometrics*, 68, págs. 79-113.
- RAYMOND, J. L. (1988), «Fiscalidad y ahorro», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 37, págs. 520-523.
- (1990), «El ahorro en la economía española», *Documentos de Trabajo*, n.º 65, Fundación FIES.
- RAYMOND, J. L., y GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M. (1987), «¿Son equivalentes deuda pública e impuestos? Teoría y evidencia», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 33, págs. 365-391.
- SEATER, J. J. (1993), «Ricardian equivalence», *Journal of Economic Literature*, vol. XXXI, marzo, págs. 142-190.
- ZABALZA, A., y ANDRÉS, J. (1991), «¿Afecta la fiscalidad al ahorro?», *Moneda y Crédito*, 192, págs. 41-78.

Resumen

En este trabajo, se presentan los resultados de un contraste sobre la hipótesis ricardiana y de integración entre la renta familiar y la empresarial, aplicado a datos de Contabilidad Nacional de un panel de países de la Unión Europea para el período 1970-1990. Se muestra que el comportamiento de los consumidores españoles no difiere del que se observa para los países de la UE: en el largo plazo, se satisface la hipótesis ricardiana, y no se observa integración entre las rentas familiar y empresarial.

Palabras clave: hipótesis ricardiana, panel, consumo, sustitución ahorro empresarial.

Abstract

The results of a contrast of the Ricardian Theory and of the hypothesis that there is integration between family and business income are presented in this paper. The test is carried out, using National Accounts data of a panel of countries of the European Union for the period 1970-1990. The behaviour of Spanish consumers is shown not to differ from the one observed in EU countries: in the long run, the Ricardian hypothesis is satisfied while a lack of integration between family and business incomes is found.

Key words: Ricardian hypothesis, panel, consumption, substitution of business saving.

JEL classification: E21, H31, E62.