

EL AHORRO DE LAS FAMILIAS. UN ANÁLISIS REGIONAL*

ANDRÉS J. MARCHANTE

BIENVENIDO ORTEGA

FRANCISCO TRUJILLO

LUIS GONZÁLEZ

Universidad de Málaga

El objetivo de este trabajo consiste en analizar, desde una perspectiva agregada, las diferencias existentes entre las tasas de ahorro de las familias en las Comunidades Autónomas (CC.AA.) españolas. Para ello, a partir de un modelo agregado de ahorro familiar derivado de los postulados de la Hipótesis del Ciclo Vital y de un panel de datos, correspondientes a las 17 CC.AA. españolas en el período 1985-1992, se señalan los principales determinantes económicos de la tasa de ahorro familiar. Aunque la evidencia muestra la probable existencia de factores específicos de cada CC.AA. que parcialmente pueden afectar al ahorro de las familias, sin embargo, es posible explicar un elevado porcentaje de su variación entre las CC.AA. a partir del modelo de ahorro propuesto. El resultado de la contrastación empírica del modelo sugiere la existencia a nivel agregado para la economía española de una relación positiva entre la tasa de ahorro bruto de las familias y el nivel de renta bruta disponible por habitante y una influencia significativa y del mismo signo sobre la primera del crecimiento de la renta familiar bruta disponible. Así mismo, se ha comprobado la existencia de un impacto negativo y significativo sobre la tasa de ahorro familiar de la renta laboral esperada, la magnitud del crédito disponible, la presión fiscal directa y la tasa de actividad femenina.

Palabras clave: ahorro familiar, economía regional, hipótesis del ciclo vital, datos de panel.

Los análisis recientes de los determinantes del ahorro agregado de las familias en los países industrializados han puesto de manifiesto la existencia de amplias disparidades entre las propensiones medias al ahorro de los diferentes países y la ausencia de su convergencia en el tiempo. Este hecho se puede explicar mediante dos argumentos, hasta cierto punto, alternativos (Kessler, Perelman y Pestieau, 1993, pág. 37). Primero, si se admite la existencia de un modelo de ahorro común para todas las economías, las tasas de ahorro fa-

(*) Agradecemos los comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos. Este trabajo se ha realizado con financiación de la DGICYT del Ministerio de Educación y Ciencia (ayuda a la investigación SEC96-0681).

miliar podrían no converger debido a las variaciones en el tiempo y entre países de los valores de los principales determinantes del ahorro. Segundo, en el caso en que no exista un modelo homogéneo de ahorro aplicable a la mayoría de los países, las disparidades observadas en las tasas de ahorro habrían de ser explicadas mediante modelos específicos de cada país. Esta última hipótesis podría justificarse por la existencia de factores culturales específicos, no observables, entre los determinantes del ahorro de las familias dado que, como afirman Leff y Sato (1993, pág. 204), el ahorro y la inversión pueden reflejar valores culturales y normas sociales propias de cada país.

Estos mismos hechos y argumentos se pueden contrastar dentro de cada país individualmente considerado, pues cuando se formula una función agregada de ahorro para una economía se está aceptando implícitamente, como supuesto para la agregación, que las preferencias son las mismas para diferentes grupos de personas y ámbitos geográficos. En este trabajo se trata de investigar si los factores anteriormente citados pueden estar, en alguna medida, en el origen de los distintos patrones de comportamiento ahorrador de las familias a nivel regional, como ha sido sugerido por Cortázar (1996, pág. 22) y reconocido explícitamente en sus modelos por Raymond, Oliver y Pujolar (1995).

En este contexto, el objetivo de este trabajo consiste en especificar y estimar un modelo que permita indicar, a nivel agregado, los principales determinantes económicos de las diferencias en la tasa de ahorro de las familias en las distintas CC.AA. españolas. Con este propósito se utiliza la información de consumo y renta elaborada por el INE y publicada en la Contabilidad Regional de España, combinando la información de corte transversal –diecisiete CC.AA.– y temporal –período 1985-1992.

La utilización de datos de panel permite disponer de una información lo suficientemente amplia como para poder analizar los determinantes regionales del ahorro familiar a nivel agregado, bajo el supuesto de que existe un modelo de ahorro agregado común para el conjunto de las CC.AA. españolas, controlando además la existencia de efectos regionales específicos no observables entre sus posibles determinantes.

El trabajo se estructura de la forma siguiente. En el epígrafe 1 se presenta el marco analítico de referencia, a partir del cual se deriva el modelo teórico de ahorro que se va a utilizar en el análisis empírico. En el epígrafe 2 se muestran las divergencias existentes entre el ahorro familiar en las distintas CC.AA. españolas y se analizan sus fuentes de variación desde las perspectivas transversal y temporal. En el epígrafe 3 se especifica y estima el modelo de ahorro familiar y se presentan los resultados obtenidos; por último, en el epígrafe 4, se exponen algunas consideraciones finales.

1. UN MODELO AGREGADO DE AHORRO FAMILIAR

En este trabajo se propone como marco analítico de referencia para el análisis empírico el modelo de la Hipótesis del Ciclo Vital (HCV) de Modigliani y Brumberg (1954). Así, a partir de la función agregada de consumo de la HCV:

$$C = a Y + b W \quad [1]$$

donde (C) es el consumo agregado, (Y) es la renta laboral agregada y (W) la riqueza agregada neta al principio de cada período, se puede derivar que la tasa de ahorro familiar depende positivamente del crecimiento económico.

En concreto, de acuerdo con Modigliani (1993, págs. 258-9), para una economía en equilibrio estacionario se verifica que existe una relación no lineal entre la tasa de ahorro y la tasa de crecimiento de la economía, de forma que se puede escribir que, en general:

$$s = f(g) \quad [2]$$

donde (s) es la tasa de ahorro –proporción que representa el ahorro familiar respecto a la renta familiar disponible– y (g) es la tasa de crecimiento económico que, en este caso, es igual a la tasa de crecimiento de la riqueza ($\Delta W / W$). En consecuencia, la expresión [2] muestra que las diferencias en las tasas de crecimiento de equilibrio estacionario de distintas economías se traducen en diferentes tasas de ahorro. Éste es el punto de partida en la formulación del modelo empírico, que se construye como una aproximación lineal de la expresión [2].

Sin embargo, la literatura desarrollada dentro del marco teórico de la HCV ha ampliado la versión básica del modelo expuesta anteriormente, permitiendo definir otros determinantes del comportamiento agregado del ahorro familiar. Entre éstos cabe señalar los siguientes:

1) La *tasa de inflación*, ya sea debido a sus efectos sobre el ahorro estimado a partir de las magnitudes de la Contabilidad Nacional o debido a su posible interpretación como un indicador de incertidumbre. Desde ambas interpretaciones cabe esperar que un aumento de la inflación tenga un efecto expansivo sobre el ahorro de las familias. Sin embargo, Raymond (1997, pág. 159) afirma que un aumento de la inflación tendría además un efecto depresivo sobre el ahorro al ser considerada como un factor que genera incertidumbre sobre el rendimiento del ahorro.

2) La existencia de *restricciones de liquidez*, esto es, de limitaciones para una familia en el acceso al crédito, en la medida que el crédito permite financiar las desviaciones de la renta disponible respecto al consumo de ciclo vital, puede tener como consecuencia que en el caso de que esta familia deseara aumentar su consumo presente no pueda hacerlo. Japelli y Pagano (1994, pág. 83) señalan que si los consumidores no pueden financiar su consumo con el crédito, el nivel de ahorro agregado puede aumentar respecto al que existiría en ausencia de restricciones de liquidez.

3) Zabalza y Andrés (1991, pág. 151) indican que se puede diferenciar en el efecto de las variaciones de la renta familiar bruta disponible (RFBD) sobre la tasa de ahorro de las familias, el provocado por una variación en la renta familiar antes de impuestos del originado por cambios en los impuestos directos. Para ello es necesario incluir como variable exógena en la función de ahorro la presión fiscal, entendida ésta como el cociente entre impuestos directos pagados por las familias y la RFBD. La evidencia disponible indica que los agentes económicos traen fundamentalmente de su ahorro la renta necesaria para hacer frente a aumentos en la presión fiscal. Cabe considerar por tanto que la rápida progresión

en las últimas décadas de los impuestos directos pagados por las familias puede ser considerada como uno de los principales factores determinantes de la caída de la tasa de ahorro familiar en España [Raymond (1989, pág. 523 y 1990, pág. 14) y Zabalza y Andrés (1991, pág. 156)].

4) Uno de los resultados básicos de la HCV muestra la importancia que pueden tener como determinantes del ahorro de las familias variables de carácter socio-demográfico (Modigliani, 1993). En primer lugar, el *crecimiento de la población* estimulará el ahorro en la medida en que las familias que se encuentran en el período de su ciclo vital caracterizado por la acumulación de activos, representen una proporción progresivamente mayor de la población que los jubilados desahorradores. En segundo lugar, la *tasa de actividad femenina* es considerada como determinante del ahorro de las familias por Graham (1987 y 1989) y Modigliani (1993). Según Graham (1989, pág. 1504), el aumento de la participación de la mujer en la actividad económica tenderá a deprimir la tasa de ahorro si en la unidad familiar los gastos de consumo aumentan proporcionalmente más que la renta disponible como consecuencia de la necesidad de reemplazar a precios de mercado las actividades que la mujer realizaba previamente en el hogar. Además, el incremento de la tasa de actividad femenina podría reducir la tasa de ahorro dado que, si la renta familiar cuando ambos esposos trabajan es menos volátil, la demanda de ahorro de precaución descenderá.

5) En la formulación del modelo agregado de la HCV propuesto por Ando y Modigliani (1963, págs. 60-1) se considera que la renta laboral de ciclo vital se obtiene teniendo en cuenta la renta laboral corriente y el valor presente del flujo de *renta laboral esperada*. Estos autores demuestran además que, en términos agregados, la renta laboral esperada se puede aproximar por el cociente entre la población activa y el número de empleados multiplicado por la renta laboral corriente. En consecuencia, en el modelo ampliado que proponemos se incluye esta variable como proxy de la renta laboral esperada. Dada la relación positiva entre consumo y renta laboral esperada que se deduce del modelo básico de la HCV, suponemos que ambas variables están relacionadas negativamente.

6) Finalmente, una de las implicaciones agregadas de la versión básica de la HCV que se deriva directamente del supuesto de que las preferencias del consumidor representativo son homotéticas, es la independencia de la tasa de ahorro agregada de las familias del *nivel de renta per capita* de cada economía. Sin embargo, de acuerdo con Modigliani (1993, pág. 276), para niveles de renta per capita suficientemente bajos la riqueza agregada, expresada como proporción de la renta, puede crecer con el nivel de renta y, en consecuencia, dada una tasa de crecimiento económico, la tasa de ahorro podría aumentar con la renta. Por este motivo, en la versión ampliada del modelo agregado de la HCV que proponemos, se considera que el nivel de renta disponible per capita puede afectar positivamente a la tasa de ahorro.

2. EVOLUCIÓN DEL AHORRO DE LAS FAMILIAS EN LAS CC.AA. ESPAÑOLAS

Como primera aproximación al análisis regional de la tasa de ahorro agregada de las familias, en este apartado se describen las disparidades existentes en las

tasas de ahorro familiar, tanto entre las distintas CC.AA. como en el tiempo. Éstas quedan patentes en el cuadro A.1 del anexo elaborado con la información procedente de la Contabilidad Regional del INE. Así, entre los años 1985 y 1992, los valores de la tasa de ahorro han oscilado entre un valor mínimo del 3,38% para Andalucía en el año 1987 y un valor máximo del 22,86% para Cantabria en el año 1985¹. Además, la tasa media de ahorro de Baleares en el período considerado (18,36%) triplica la tasa de la comunidad autónoma menos ahorradora, Andalucía (5,46%).

No obstante, en el cuadro mencionado se puede observar que la evolución de la tasa de ahorro en las distintas comunidades describe un patrón común: brusca caída de esta variable en 1987, con algunas excepciones como Navarra, Madrid y Cataluña, y posterior recuperación de la misma durante los años 1990 y 1991, aunque sin alcanzar los niveles anteriores a 1987. Además, se puede comprobar que la comunidad con un comportamiento ahorrador más estable es Navarra, mientras que la que presenta una variabilidad mayor desde esta perspectiva es Castilla La Mancha.

Cuadro 1: COMPONENTES DE LA VARIANZA DEL AHORRO DE LAS FAMILIAS

Varianza	Nivel de ahorro (1)	Tasa de ahorro (2)
Total	100	100
Entre CC.AA.	87,06	75,58
Dentro de cada CC.AA.	12,94	24,42
Entre años	4,02	10,84
Dentro de cada año	95,98	89,16
Residual	8,92	13,58

Notas:

(1) Porcentaje de la varianza del nivel de ahorro familiar explicado por cada componente de la misma.

(2) Porcentaje de la varianza de la tasa de ahorro familiar explicado por cada componente de la misma.

Fuente: Contabilidad Regional de España e Índice de Precios al Consumo, INE.

(1) Estas diferencias interregionales en tasas de ahorro, aunque de menor magnitud, han sido puestas de manifiesto en las estimaciones del Banco Bilbao Vizcaya (1995), que también se recogen en el cuadro A.1 del anexo para el año 1991. A diferencia del INE, el BBV estima directamente el ahorro de las familias.

Es importante señalar también que en la información disponible para los años considerados en este estudio no se detecta una tendencia clara a la reducción de los diferenciales en las propensiones medias al ahorro de las CC.AA. españolas. Se pone de manifiesto entonces que el último ciclo expansivo completo de la economía española no parece haber supuesto un cambio en los diferentes patrones de comportamiento ahorrador de las CC.AA. españolas.

Con objeto de analizar la importancia de los componentes espacial y temporal como determinantes de la evolución de la tasa de ahorro familiar, se ha realizado un análisis de la varianza de esta variable que completa la descripción de la evolución del ahorro familiar en las CC.AA. de este apartado. Siguiendo a Kessler, Perelman y Pestieau (1993, pág. 38), se ha descompuesto la variabilidad muestral total del ahorro en sus fuentes de variación, con el objetivo de aislar la variabilidad *explicada* por las variables *cualitativas* año y Comunidad Autónoma, de la que puede ser *explicada* por el modelo de los determinantes económicos *cuantitativos* del ahorro que se especifica en la sección siguiente. Los resultados de este análisis figuran en el cuadro 1.

La información contenida en el cuadro muestra que la mayor parte de la variabilidad total del ahorro familiar es atribuible a su dimensión espacial, esto es, a su variación entre las distintas CC.AA.. Además esta información revela que, anulando el efecto de la variabilidad entre comunidades, considerando de esta forma que la única fuente de variación es el paso del tiempo dentro de cada comunidad, el porcentaje de la varianza total de la tasa de ahorro que como máximo se puede explicar en el modelo es de un 24%. En cambio, anulando el efecto de las variaciones interanuales, lo cual implica considerar como única fuente de variabilidad la dimensión espacial de la información dentro de cada año, dicho porcentaje es de un 89%. En definitiva, esta primera aproximación al análisis del ahorro familiar en las CC.AA. pone de manifiesto la importancia del componente espacial como factor explicativo de su variación.

3. UN MODELO DE AHORRO REGIONAL: ESPECIFICACIÓN Y RESULTADOS

Especificación

Como se ha afirmado en el epígrafe segundo, la HCV proporciona un marco analítico concreto desde el cual se pueden seleccionar las variables que son susceptibles de ser empleadas para la contrastación empírica de un modelo de ahorro familiar agregado para el conjunto del territorio español. No obstante, es necesario adaptar las variables teóricas a las variables estadísticas que pueden construirse a partir de las fuentes disponibles para las CC.AA. españolas en el período considerado (1985-1992). Teniendo en cuenta estas consideraciones, el modelo empírico que se propone es el siguiente:

$$s_{it} = a_0 + a_1 (1/ypc_{it}) + a_2 g_{it} + a_3 [(1/te)(y_l/y)]_{it} + a_4 dlipc_{it} + a_5 (csp/y)_{it} + a_6 tim_{it} \\ + a_7 dlpob_{it} + a_8 taf_{it} + e_{it} \quad [3]$$

donde a_k (para $k = 0, \dots, 8$) son los coeficientes a estimar. Las variables del modelo son:

1) La tasa de ahorro familiar bruto (s_{it}) calculada como la proporción que representa el ahorro familiar bruto (AFB), estimado por diferencias entre los datos de Renta Familiar Bruta Disponible (RFBD) y el Consumo Final de los Hogares (CFH), respecto a la RFBD (y_{it}). Datos proporcionados por la Contabilidad Regional de España (CRE).

2) La inversa de la RFBD por habitante (ypc_{it}) en pesetas constantes.

3) Como indicador del crecimiento económico se ha considerado la tasa de variación de la RFBD por habitante² (g_{it}) calculada como diferencia del logaritmo de la RFBD real por habitante entre dos períodos consecutivos.

4) La renta laboral esperada se aproxima en el modelo por el producto de la renta laboral corriente³ (yl_{it}) –procedente de la CRE– y el cociente entre la población activa y la empleada, o la inversa de la tasa de empleo (te_{it}) –procedente de la Encuesta de Población Activa (EPA) del INE–. Dado que la variable dependiente del modelo es la tasa de ahorro de las familias, la variable proxy de la renta laboral esperada se incluye en el modelo como proporción de la RFBD.

5) La tasa de variación interanual de los precios ($dlipc_{it}$), calculada también como diferencia de logaritmos del Índice de Precios al Consumo (IPC) del INE para cada año y para las distintas CC.AA.

6) Como variable proxy del crédito disponible para las familias, así como de la facilidad de acceso a éste, se propone la proporción que representa el crédito agregado al sector privado concedido por las entidades de depósito (csp_{it}) respecto a la RFBD. En la definición de esta variable se han tenido en cuenta los trabajos de Bayoumi (1993) y de Japelli y Pagano (1994) y, por otra parte, que la información disponible proporcionada por el Banco de España no permite desagregar a nivel de CC.AA. entre los créditos concedidos al sector empresas y al sector familias⁴.

(2) Alternativamente, se ha utilizado en la estimación empírica del modelo la tasa de variación real del VAB por habitante como indicador de crecimiento económico. No obstante, su capacidad como factor explicativo de los diferenciales y evolución de la tasa de ahorro en las distintas CC.AA. no es significativa.

(3) La renta laboral corriente se ha calculado neta de impuestos directos y cotizaciones sociales. Se han asignado los impuestos directos bajo los mismos supuestos que los empleados en Argimón, González-Páramo y Roldán (1993, pág. 317).

(4) Esta variable puede aproximar satisfactoriamente la evolución del crédito al sector familias puesto que los perfiles de crecimiento del crédito al sector privado y del crédito al sector familias en España son prácticamente iguales (el coeficiente de correlación entre ambas series en el período relevante en el análisis empírico de este trabajo es de 0,99). Como señalan Bacchetta y Gerlach (1997, págs. 210-11), esta medida incluye el crédito concedido tanto a las familias sujetas a restricciones de liquidez como a las que no están afectadas por esta restricción. Es necesario suponer por tanto que el crédito disponible para las familias restringidas está correlacionado positivamente con el crecimiento del crédito agregado.

7) Para recoger el efecto de la imposición directa sobre la tasa de ahorro de las familias se ha utilizado la variable presión fiscal o tipo impositivo medio (tim_{it}), definida como el cociente entre los impuestos directos pagados por las familias y la RFBD.

8) Como variables socio-demográficas se consideran la tasa de variación interanual de la población ($dlpob_{it}$), calculada como diferencia de logaritmos del dato de población anual proporcionado por la Contabilidad Regional, y la tasa de actividad femenina (taf_{it}) estimada en la EPA.

9) Finalmente, (e_{it}) es el término de perturbación aleatoria independiente e idénticamente distribuido $e_{it} \sim N(0, \sigma^2)$, σ^2 constante.

Por otra parte, es necesario indicar que, siguiendo a Green y Hadjimatheou (1990), en el modelo propuesto se sustituye la constante común a_0 por variables ficticias para cada comunidad autónoma.

La información utilizada en la estimación consiste en datos anuales, desde 1985 hasta 1992, para las CC.AA. españolas ($t = 1985, \dots, 1992$; $i = 1, \dots, 17$).

Resultados

El cuadro 2 detalla el resultado de la estimación del modelo de ahorro antes especificado para el panel de las diecisiete comunidades autónomas españolas en el período 1985-1992. En estas estimaciones se impone implícitamente la restricción de igualdad de los coeficientes (pendientes) para todas las CC.AA..

En la columna (1) se presentan los resultados para la estimación de *efectos fijos* en la que la constante común a_0 de la expresión (3) se ha sustituido por constantes específicas para cada CC.AA. con objeto de poder controlar la posible existencia de heterogeneidad individual en la muestra. El contraste de la hipótesis de igualdad de los coeficientes estimados para las distintas constantes de cada CC.AA., Chi_a , indica que se puede rechazar la especificación del modelo con constante común; además el estadístico de significación conjunta de las constantes individuales, Chi_b , muestra que se puede rechazar su no significatividad.

Por otra parte, se ha utilizado el contraste propuesto por Arellano y Bover (1990, pág. 13), válido en presencia de autocorrelación y heterocedasticidad, para verificar si se admite la presencia de correlación entre los efectos fijos individuales y el resto de los regresores. El estadístico Chi_c permite rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación. En consecuencia, el estimador más adecuado es el de efectos fijos, dado que en estas circunstancias el estimador de efectos aleatorios proporciona estimaciones sesgadas de los parámetros.

Sin embargo, es importante tener en cuenta que la estimación en niveles podría ser inconsistente por las siguientes razones:

1) Por la correlación entre los regresores y la perturbación aleatoria, derivada de la endogeneidad potencial de aquellos. Así, si hay razones para suponer que alguna variable explicativa no es exógena, sería necesario emplear el estimador de Variables Instrumentales (VI). Además, si existen razones teóricas para interpretar las perturbaciones aleatorias en el modelo como "sorpresas", éstas no esta-

Cuadro 2: RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES
(Variable dependiente: tasa de ahorro familiar bruto s_{it})

Variables	Niveles	Primeras diferencias	
	Efectos fijos (1)	MCO (2)	VI (3)
$1/ypc_{it}$	-0,053 (-4,02)	-0,063 (-3,68)	-0,101 (-4,32)
g_{it}	0,062 (1,07)	0,149 (5,89)	0,082 (1,70)
$[(1/te)(y1/y)]_{it}$	-0,130 (-1,57)	-0,193 (-1,65)	-0,189 (-2,79)
$dlipc_{it}$	0,312 (2,13)	0,026 (0,31)	-
$(csp/y)_{it}$	-0,125 (-4,74)	-0,068 (-3,98)	-0,086 (-4,71)
tim_{it}	-0,201 (-1,17)	-0,447 (-2,09)	-0,343 (-3,89)
$dlpob_{it}$	0,147 (1,04)	0,053 (0,41)	-
taf_{it}	-0,232 (-2,13)	-0,379 (-3,36)	-0,754 (-5,27)
R^2 adj.	0,86	0,57	0,51
m_1	3,61	0,49	-1,40
m_2	-0,36	-0,64	-0,87
R_p	-	0,73	-
Chi_a	390,82 (16)	-	-
Chi_b	663,69 (17)	-	-
Chi_c	31,17 (8)	-	-
$Chi_{J,B}$	3,30 (2)	3,24 (2)	0,49 (2)
Chi_s	-	-	10,11 (9)
T	136	119	102

Notas: Las estimaciones se han realizado con el programa Eviews versión 2.0 y el programa DPD de Arellano y Bond (1988). Debajo de cada coeficiente se detalla entre paréntesis el valor del estadístico t . En las columnas (2) y (3) los test son robustos de heterocedasticidad. R^2 adj. es el coeficiente de determinación corregido. m_1 y m_2 son estadísticos para contrastar la ausencia de autocorrelación de primer y segundo orden en los residuos, se distribuyen asintóticamente como una normal estandarizada. R_p es el valor del estadístico propuesto por Bhargava et alia (1982) para contrastar la hipótesis de que el coeficiente de correlación serial de los residuos es unitario. Chi_a es el valor del contraste sobre la igualdad de las constantes de cada CC.AA. entre sí, figurando entre paréntesis los grados de libertad. Chi_b es el valor del estadístico del contraste de significación conjunta de las constantes de cada CC.AA.; Chi_c es el estadístico correspondiente al contraste propuesto por Arellano y Bover (1990) de la hipótesis de ausencia de correlación entre los efectos individuales y el resto de los regresores. $Chi_{J,B}$ es el resultado del contraste de Bera y Jarque de normalidad de los residuos. Chi_s es el valor del estadístico del contraste de Sargan de restricciones de sobreidentificación, que se distribuye como una Chi-cuadrado bajo la hipótesis nula de validez de los instrumentos. T es el número de observaciones del panel.

rían correlacionadas ni con retardos de los regresores ni con los de la variable dependiente, con lo cual esos retardos serán instrumentos válidos (Arellano y Bover, 1990, pág. 6). El estimador de VI, en el supuesto de exogeneidad de los instrumentos empleados, proporciona estimaciones consistentes con regresores no exógenos. En este sentido asegurar la exogeneidad de los instrumentos utilizados es crucial, pues como se indica en Nakamura y Nakamura (1998, pág. 216), el grado de inconsistencia del estimador de VI puede ser mayor que el estimador de MCO si los instrumentos seleccionados no son ortogonales al término de error.

2) Por la presencia de errores de medida en las variables explicativas del modelo. En este caso el estimador de MCO no es consistente y es necesario utilizar estimadores alternativos. Tal como proponen Griliches y Hausman (1986, pág. 105), en general un procedimiento consistente de estimación es la utilización de estimadores de variables instrumentales (VI) en modelos con las variables expresadas en primeras diferencias⁵.

También es necesario indicar que la estimación de efectos fijos del modelo en niveles adolece de la presencia de correlación serial en los residuos, como claramente indica el valor del estadístico m_1 que se presenta en el cuadro 2. Otro motivo por el cual es necesario emplear estimadores eficientes alternativos. En este sentido, Bhargava et alia (1982, pág. 541) señalan que la estimación del modelo (3) en primeras diferencias sería la más eficiente si el coeficiente de autocorrelación de los residuos del modelo de efectos fijos fuese igual a la unidad y proponen un estadístico para contrastar la hipótesis de que los residuos procedentes de la estimación de efectos fijos siguen un paseo aleatorio. Como se puede comprobar en el cuadro 2 columna (2), a tenor del valor estimado para este estadístico, R_p , no existe evidencia para rechazar la hipótesis de que el coeficiente de autocorrelación de los residuos del modelo intragrupos es unitario. En consecuencia, el procedimiento más eficiente es la estimación del modelo en primeras diferencias.

En la columna (2) del cuadro 2 se muestran los resultados de la estimación por MCO en primeras diferencias. Comparando estos resultados con los derivados de la estimación de efectos fijos es reseñable, por un lado, que los errores estándar robustos de heterocedasticidad estimados de los coeficientes de g_{yit} , tim_{it} y taf_{it} se reducen considerablemente y, por otro, que las estimaciones de esos coeficientes también difieren significativamente de las obtenidas con el estimador de efectos fijos, resultando significativas. En cambio, disminuye el valor estimado de los parámetros de $dlicp_{it}$ y $dlpob_{it}$ así como su nivel de significación, de forma que no pueden considerarse significativamente distintos de cero. La exclusión de ambas variables no altera los coeficientes estimados del resto de variables explicativas⁶. Es importante señalar la ausencia de autocorrelación de primer y segun-

(5) La dimensión del panel de datos utilizado en este trabajo desaconseja la aplicación del test propuesto por Griliches y Hausman (1986) para detectar la existencia de errores de medida en los regresores.

(6) Se ha aplicado un test de Wald para contrastar la nulidad de ambos coeficientes. El resultado del contraste proporciona un estadístico con valor igual a 0,39 del cual se infiere que no se puede rechazar la hipótesis nula.

do orden en los residuos MCO del modelo en diferencias, tal como indican los estadísticos m_1 y m_2 . Este resultado avala la estimación en primeras diferencias de la ecuación (3) frente a posibles especificaciones alternativas⁷.

Finalmente, de acuerdo con la discusión anterior, para paliar la endogeneidad de algunos regresores, se presenta la estimación por variables instrumentales del modelo en primeras diferencias en la columna (3) del cuadro 2. Se pueden argumentar razones teóricas para justificar la no exogeneidad de algunos de los regresores del modelo⁸, sin embargo, en este trabajo se ha adoptado un criterio empírico para abordar este problema. Se ha aplicado un test de Wu-Hausman [Davidson y MacKinnon (1993, pág. 239)] desarrollado en Argimón (1996, pág.171), que permite contrastar la hipótesis nula de exogeneidad de los regresores del modelo. Esta hipótesis se rechaza en los casos de las variables l/ypc_{it} , g_{it} , $dlipc_{it}$ y taf_{it} . En consecuencia, se justifica la estimación por VI de la ecuación en primeras diferencias y se proporciona un criterio para seleccionar los instrumentos adecuados. En este trabajo se han utilizado como instrumentos valores desfasados de los regresores exógenos y no exógenos, dado que en el conjunto de información disponible no se han encontrado variables externas adecuadas para instrumentar a las predefinidas o endógenas del modelo⁹.

En cualquier caso, el contraste de Sargan de sobreidentificación de los parámetros, Chi_s , no rechaza la validez del conjunto de instrumentos empleado en este caso, lo cual, como se ha comentado anteriormente, es crucial en las estimaciones de VI.

(7) Adicionalmente, de acuerdo con las sugerencias de Modigliani (1970, pág. 205) y Feldstein (1980, pág. 232) y teniendo en cuenta las importantes diferencias existentes en tamaño de las economías de las distintas CC.AA., se ha realizado la estimación del modelo en primeras diferencias empleando el estimador de Aitken de mínimos cuadrados generalizados (MCG) en el que se utilizan ponderaciones de corte transversal con objeto de obtener estimaciones eficientes ante un posible comportamiento heterocedástico de los residuos. Al igual que muestra la evidencia de Graham (1989) en un contexto internacional, es destacable la similitud entre los resultados obtenidos por el estimador de MCO y de MCG, a excepción del correspondiente a la variable tipo impositivo medio, que en el último caso aumenta el valor absoluto del coeficiente estimado así como la precisión de su estimación.

(8) Ver, por ejemplo, Modigliani (1970, págs. 206-9) para una justificación teórica de la no exogeneidad de la variable crecimiento económico y a Zabalza y Andrés (1991, pág. 161) para una justificación de la exogeneidad del tipo impositivo medio. Por otra parte, Graham (1987, pág. 1.520) considera que las variables tasa de actividad femenina y tasa de ahorro *potencialmente* pueden determinarse simultáneamente.

(9) Los instrumentos que se han utilizado en la estimación han sido la constante, los valores contemporáneos y retardados en un período de los niveles de las variables exógenas y el tercer y cuarto retardo de los niveles de todas las variables endógenas del modelo. Esta selección ha supuesto que se hayan tenido que completar las series de las variables endógenas del modelo. La serie de RFBFD se ha completado con la información proporcionada por el Banco de Bilbao (La Renta Nacional de España y su distribución provincial, varios años) y la de CFH utilizando la CRE (bases 1980 y 1986). Estas series se han enlazado según el procedimiento expuesto por Corrales y Taguas (1989, pág. 21).

A la vista de los resultados que figuran en la columna (3) del cuadro 2, las discrepancias reseñables de esta estimación respecto a la estimación MCO en primeras diferencias son, en primer lugar, el valor del coeficiente de la variable g_{it} , cuyo impacto positivo en la tasa de ahorro familiar se reduce (siendo significativo en este caso al 10%), en segundo lugar, que el efecto depresivo sobre la tasa de ahorro familiar de un aumento en la de la tasa de actividad femenina crece de forma importante.

Este trabajo se concluye comentando los resultados obtenidos y comparándolos, en los casos en que sea posible, con algunos estudios previos. Al realizar este ejercicio es necesario considerar que al haberse empleado en las estimaciones datos de panel con dimensión temporal limitada y con un modelo estático, la distinción entre la estimación de parámetros de corto y largo plazo no es factible (Baltagi y Griffin, 1984). En este marco y, teniendo en cuenta sólo algunos de los estudios más relevantes, se puede señalar que:

1) El signo negativo y significativo de la inversa de la renta también se presenta en Zabalza y Andrés (1991, pág. 165), que consideran como variable dependiente a la tasa de ahorro privado de la economía española para el período 1964-1988. Así mismo, en los trabajos de Modigliani (1993, pág. 277) y Kopits y Gotur (1980, págs. 178-80), se presentan estimaciones con coeficientes negativos y significativos de esta variable.

2) El parámetro relativo a la tasa de crecimiento de la RFBFD es positivo y significativo, siendo consistente este resultado con los obtenidos en diversos estudios realizados en la década de los ochenta, desde el original de Modigliani (1970).

3) El signo negativo del coeficiente asociado a la renta laboral esperada de las familias se corresponde con la hipótesis formulada y los resultados obtenidos en Ando y Modigliani (1963, pág. 64).

4) El coeficiente correspondiente al crédito al sector privado como proporción de la RFBFD es negativo y significativo. El valor de este coeficiente no es directamente comparable con el de otros estudios, como por ejemplo el de Japelli y Pagano (1994) puesto que, como se ha discutido previamente, se está aproximando en este trabajo el crédito a las familias por el crédito al sector privado. En cualquier caso, su magnitud es lo suficientemente grande como para constatar que una mayor facilidad en la disponibilidad del crédito para las familias lleva asociada, a nivel agregado, una caída en la tasa de ahorro.

5) Raymond (1989, pág. 522 y 1990, pág. 38) estima que un punto adicional de presión fiscal directa (impuestos directos sobre las familias como proporción de la RFBFD) reduce la tasa de ahorro de las familias en -0,6. Por otra parte, Zabalza y Andrés (1991, pág. 165) estiman que el efecto a largo plazo de un aumento de un punto de la presión fiscal directa sobre la tasa de ahorro de las familias se cifra en torno a -0,4, resultados similares a los presentados en el cuadro 2.

6) Por último, los trabajos de Graham (1987), Graham (1989) y Modigliani (1993), aportan evidencia de un impacto negativo de la tasa de actividad femenina sobre la tasa de ahorro. En el artículo más reciente de Graham (1989, pág. 1505),

las estimaciones MCO de los coeficientes correspondientes a la tasa de actividad femenina oscilan entre -0,139 (período 1961-65) y -0,452 (período 1971-75). Por su parte, en el trabajo de Modigliani (1993, pág. 267), el impacto de la tasa de actividad femenina en la tasa de ahorro nacional se cifra entre cero y -0,23.

4. CONSIDERACIONES FINALES

Para concluir el análisis desarrollado sobre las disparidades de la tasa de ahorro familiar bruto entre las regiones españolas, se comentan alguno de los aspectos y limitaciones más relevantes del trabajo realizado. Así, en primer lugar, se ha puesto de manifiesto la amplitud de las disparidades regionales en las tasas de ahorro y en el ahorro familiar por habitante, constatándose la existencia de un patrón común en la evolución de la tasa de ahorro familiar en todas las CC.AA. y no habiéndose detectado una tendencia clara orientada a la reducción de las diferencias regionales en las propensiones al ahorro. En este sentido, el análisis de la varianza de las variables nivel de ahorro familiar bruto por habitante y la correspondiente tasa de ahorro revela que el mayor porcentaje de variabilidad se explica por el componente transversal, siendo la variación dentro de cada año la que explica la mayor proporción de varianza total.

En segundo lugar, teniendo en cuenta la heterogeneidad comentada anteriormente se ha especificado una función de ahorro con aquellas variables económicas que, de acuerdo con los resultados agregados de la HCV, pudieran explicar las diferencias apuntadas. La evidencia permite señalar la probable existencia de factores específicos de cada CC.AA. que parcialmente pueden afectar al ahorro de las familias, sin embargo es posible explicar un elevado porcentaje de su variación entre las CC.AA. a partir del modelo de ahorro propuesto que se estima por VI en primeras diferencias.

El resultado de las estimaciones muestra que para la economía española existe a nivel agregado una relación positiva entre la tasa de ahorro bruto de las familias y el nivel de renta por habitante y una influencia del mismo signo, aunque más débil, entre dicha tasa y el crecimiento de la RFBG por habitante. Así mismo, se ha comprobado la existencia de un impacto negativo y significativo de la renta laboral esperada, de la magnitud del crédito disponible, de la presión fiscal directa y, especialmente, de la tasa de actividad femenina.

Estos resultados están en concordancia con los obtenidos en estudios previos realizados por otros investigadores y con los resultados básicos del comportamiento ahorrador agregado de las familias que se derivan de los postulados de la HCV. Finalmente, es necesario reconocer las limitaciones de la presente investigación que pueden provenir del reducido período temporal de la muestra utilizada.

ANEXO

Cuadro A.1.: TASAS DE AHORRO BRUTO DE LAS FAMILIAS (*)

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1991 (BBV)	1992	Media (1)	Dispersión (2)
Andalucía	7,89	7,85	3,38	3,80	3,58	5,03	5,91	7,31	6,20	5,46	31,19
Aragón	15,52	14,47	10,59	11,62	10,40	11,39	12,75	12,29	12,16	12,36	13,75
Asturias	14,68	13,73	9,04	9,55	8,24	11,16	12,33	10,64	11,71	11,30	18,80
Baleares	21,06	19,58	18,04	19,23	16,49	16,03	18,30	14,95	18,15	18,36	8,31
Canarias	16,01	18,08	16,64	17,24	14,15	11,39	14,83	12,90	13,90	15,28	13,21
Cantabria	22,86	20,56	13,45	13,54	11,94	12,89	13,31	12,40	12,36	15,11	25,72
Cast. León	12,42	13,71	7,40	7,66	6,83	8,15	8,31	9,11	5,67	8,77	29,86
C. La Mancha	11,14	12,98	5,58	5,91	4,92	7,63	8,31	8,69	7,26	7,97	32,96
Cataluña	8,13	7,69	7,13	7,82	5,33	10,87	11,60	10,94	9,75	8,54	22,65
C. Valenciana	10,07	7,95	6,69	7,32	6,33	8,56	9,92	10,26	8,45	8,16	15,77
Extremadura	8,20	9,15	7,27	7,55	6,36	8,85	9,81	10,64	8,47	8,21	12,68
Galicia	7,30	9,86	7,24	7,55	6,42	7,95	7,92	8,55	6,09	7,54	14,20
Madrid	9,27	6,97	7,88	8,52	8,59	11,63	12,51	11,23	10,40	9,47	18,75
Murcia	9,99	18,07	10,34	10,14	8,46	8,35	8,92	9,44	7,61	10,24	30,27
Navarra	13,55	13,24	13,13	13,78	14,36	14,05	15,42	13,77	13,75	13,91	4,92
P. Vasco	17,16	16,49	12,93	14,27	11,80	12,36	13,71	13,07	12,83	13,94	13,02
La Rioja	19,68	22,68	17,10	18,28	15,30	15,40	17,13	14,65	15,74	17,66	13,37
Media (1)	13,23	13,71	10,23	10,81	9,38	10,69	11,82	11,23	10,62	11,31	
Dispersión (2)	35,85	35,11	41,00	40,74	41,13	26,90	28,31	19,21	33,09		
Media ponderada (3)	11,04	10,84	8,24	8,84	7,6	9,81	10,77	10,89	9,47		

Notas:

(*) Porcentajes.

(1) Media aritmética simple.

(2) Coeficiente de variación.

(3) Media ponderada. Se calcula mediante la media aritmética de los datos agregados en cada período, que equivale a ponderar la tasa de ahorro de cada comunidad en función de su participación en la renta total del período.

Fuente: Contabilidad Regional de España e Índice de Precios al Consumo, INE y Renta Nacional de España y su distribución provincial, BBV.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ando, A. y F. Modigliani (1963): "The life cycle hypothesis of saving. Aggregate implications and tests", *American Economic Review*, vol. 1, n.º 53, págs. 55-88.
- Arellano, M. y S. Bond (1988): "Dynamic panel data estimation using DPD. A guide for users", *Institute for Fiscal Studies Working Paper 88/15*, London.
- Arellano, M. y O. Bover (1990): "La econometría de los datos de panel", *Investigaciones Económicas*, XIV (1), págs. 3-45.
- Argimón, I. (1996): *El comportamiento del ahorro y su composición: evidencia empírica para algunos países de la UE*, Estudios Económicos del Banco de España, n.º 55.
- Argimón, I., J.M. González-Páramo y J.M. Roldán (1993): "Ahorro, riqueza y tipos de interés en España", *Investigaciones Económicas*, XVII (2), págs. 313-332.
- Baltagi, B.H. y J.M. Griffin (1984): "Short and long run effects in pooled models", *International Economic Review*, 25 (3), págs. 631-645.
- Banco Bilbao-Vizcaya (1995): "Renta Nacional de España y su distribución provincial", Servicio de Estudios, Bilbao.
- Bayoumi, T. (1993): "Financial deregulation and household saving", *The Economic Journal*, 103 (november), págs. 1.432-1.443.
- Bacchetta, P. y S. Gerlach (1997): "Consumption and credit constrains: international evidence", *Journal of Monetary Economics*, 40, págs. 207-238.
- Bhargava, A., L. Franzini y W. Narendranathan (1982): "Serial correlation and the fixed effects model", *Review of Economic Studies*, 49, págs. 533-550.
- Corrales, A. y D. Taguas (1989): "Series macroeconómicas para el período 1954-88: un intento de homogeneización", *Monografía n.º 75. Instituto de Estudios Fiscales*, Madrid.
- Cortázar, J. (1996): "Regional effects on the consumption decision: evidence from the Spanish family expenditures survey", *Working Paper CEMFI*, n.º 9605.
- Davidson, R. y J. MacKinnon (1993): *Estimation and inference in econometrics*, Oxford University Press, New York.
- Feldstein, M. (1980): "International differences in social security and saving", *Journal of Public Economics*, 12, págs. 225-244.
- Graham, J.W. (1987): "International differences in saving rates and the life cycle hypothesis", *European Economic Review*, 31, págs. 1.509-1.529.
- Graham, J.W. (1989): "International differences in saving rates and the life cycle hypothesis. A reply", *European Economic Review*, 33, págs. 1.499-1.507.
- Green, F. y G. Hadjimatheou (1990): "Regional differences in personal savings", *Applied Economics*, 22, págs. 933-945.
- Griliches, Z. y J.A. Hausman (1986): "Errors in variables in panel data", *Journal of Econometrics*, 31, págs. 93-118.
- Japelli, T. y M. Pagano (1994): "Saving, growth and liquidity constrains", *Quarterly Journal of Economics*, february, págs. 83-109.
- Kessler, D., S. Perelman y P. Pestieau (1993): "Savings behavior in 17 OECD countries", *Review of Income and Wealth*, series 39 (1), march, págs. 37-49.
- Kopits, G. y P. Gotur (1980): "The influence of social security on household savings: a cross-country investigation", *IMF Staff Papers*, 27 (1), march.
- Leff, N.H. y K. Sato (1993): "Homogeneous preferences and heterogeneous growth performance: international differences in saving and investment behavior", *Kyklos*, 46 (2), págs. 203-233.

- Modigliani, F. (1970): "The life cycle hypothesis of saving and intercountry differences in the saving ratio", en W.A. Eltis, M. FG. Scott y J.N. Wolfe (eds.) *Induction, Growth and Trade*, Clarendon Press, Oxford.
- Modigliani, F. (1993): "Recent declines in the savings rate: a life cycle perspective", en M. Baldassarri, L. Paganetto y E.S. Phelps eds., *World saving, prosperity and growth*, Macmillan Press y St. Martin's Press, Roma.
- Modigliani, F. y R. Brumberg (1954): "Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data", en K. Kurihara (ed.) *Post-keynesian economics*, Rutgers University Press, New Bruswick.
- Nakamura, A. y M. Nakamura (1998): "Model specification and endogeneity", *Journal of Econometrics*, 83, págs. 213-237.
- Raymond, J.L. (1989): "Fiscalidad y ahorro", *Papeles de Economía Española*, 37, págs. 520-523.
- Raymond, J.L. (1990): "El ahorro en la economía española", *Documentos de Trabajo FIES*, 65, Fundación FIES, Madrid.
- Raymond, J.L. (1997): "Una aproximación macroeconómica al ahorro. Del círculo virtuoso de la riqueza al círculo vicioso de la pobreza", *Papeles de Economía Española*, 70, págs. 152-171.
- Raymond, J.L., J. Oliver y D. Pujolar (1995): "El comportamiento del ahorro familiar a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-1991", *Papeles de Economía Española*, 65, págs. 196-211.
- Zabalza, A. y J. Andrés (1991): "¿Afecta la fiscalidad al ahorro?" en C. Molinas, M. Sebastián y A. Zabalza eds., *La economía española. Una perspectiva macroeconómica*, A. Bosch e Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

Fecha de recepción del original: abril, 1997

Versión final: enero, 1999

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyze, from an aggregate perspective, the differences that exist in personal saving rates among the 17 Spanish Autonomous Regions (CC.AA.). To that end, we present the main economic determinants for personal saving rates obtained from an aggregate personal saving model based on the postulates of the Life Cycle Hypothesis, and from panel data on these CC.AA. during the period 1985-92. Although evidence shows the possible existence of specific factors that partially account for personal savings in each region, the proposed saving model is nevertheless able to explain a high percentage of cross-regional variance. The empirical analysis of the model suggests that there is a significant and positive relationship between the aggregate gross personal saving rate and the per capita gross disposable personal income in the Spanish economy. Equally, it indicates that the growth of disposable gross personal income has a significant positive influence on the aggregate personal saving rate. Similarly, we find that expected labour income, the amount of available credit, direct tax burdens and female labour force participation have a significant and negative impact on the personal saving rate.

Keywords: personal saving, regional economy, life cycle hypothesis, aggregate models, panel data.