Moneda y Crédito

Segunda Epoca

Déficit, inflación y tipos de interés
Esteve y Tamarit

Capital humano y crecimiento económico
De la Fuente y Da Rocha

Consumo de bienes duraderos y no duraderos
Del Olmo

Pago de dividendos y rentabilidad bursátil
Espitia y Ruiz Cabestre

Determinantes de la afiliación sindical
Rodríguez

203
1996

Moneda y Crédito

203

1996

Suscripción anual:

A. Individual

España	*4.000 + IVA = 4.160 ptas.*
Extranjero	*4.500 ptas.*

B. Instituciones

España	*5.000 + IVA = 5.200 ptas.*
Extranjero	*5.500 ptas.*

Números sueltos:

España	*2.600 + IVA = 2.704 ptas.*
Extranjero	*3.100 ptas.*

Las solicitudes de suscripción deben enviarse a Moneda y Crédito, S. L., Avda. de América, 32 - 6º. 28028 Madrid (Tels.: 337 74 33 - 34)

Envío de originales:

Los autores interesados en remitir trabajos para su eventual publicación en la revista deben enviarlo a Moneda y Crédito, S. L., Avda. de América, 32 - 6º. 28028 Madrid.

© Copyright 1990
Moneda y Crédito, S. L.
Avda. de América, 32 - 6º. 28028 MADRID
Reservados todos los derechos.
ISSN: 0026-959X
Depósito Legal: M. 925 - 1958
Impreso en España por GRAFICAS VILLA, S. L.

Esta publicación se edita con el patrocinio de:

FUNDACION CENTRAL HISPANO

CONSEJO ASESOR

Consejo de Redacción: José Viñals, Banco de España (Director)
Juan F. Jimeno, Universidad de Alcalá de Henares y FEDEA (Director adjunto)
Miguel Sebastián, Universidad Complutense de Madrid e Intermoney (Director adjunto)
Angel de la Fuente, Instituto de Análisis Económico, CSIC
Teresa García-Milá, Universidad Pompeu Fabra
Gonzalo Rubio, Universidad del País Vasco

Consejeros: Charles Bean, London School of Economics
Lucas Beltrán, Universidad Complutense de Madrid
Olivier Blanchard, Massachusetts Institute of Technology
Leopoldo Calvo Sotelo, Banco Central Hispano
Jordi Galí, New York University
Miguel Angel García-Cestona, Universidad Autónoma de Barcelona
Charles Goodhart, London School of Economics
Andreu Mas-Colell, Universidad Pompeu Fabra
Francisco Pérez, Universidad de Valencia
Xavier Sala-i-Martín, Columbia University
Charles Wyplosz, INSEAD

CONTENIDO

Págs.

INTRODUCCION Y RESUMEN 7

Déficit públicos, expectativas inflacionarias y tipos de interés nominales en la economía española .....
VICENTE ESTEVE Y CECILIO R. TAMARIT 11

Capital humano y crecimiento económico: Evidencia empírica y situación española en relación a la OCDE .....
ANGEL DE LA FUENTE Y JOSE MARIA DA ROCHA 43

Separabilidad entre consumo duradero y no duradero: resultados microeconómicos para España .....
MARTA DEL OLMO 85

El pago de dividendos en el mercado bursátil español: análisis de la rentabilidad exdividendo .....
MANUEL ESPITIA Y FRANCISCO J. RUIZ CABESTRE 123

Determinantes de la afiliación sindical en España .....
CESAR RODRIGUEZ 149

INTRODUCCION Y RESUMEN

Este número de *Moneda y Crédito* contiene cinco artículos sobre temas relacionados con la evolución macroeconómica en España. Los tres primeros artículos están dedicados a analizar la relación entre déficit públicos y tipos de interés, la influencia de la acumulación de capital humano sobre el crecimiento económico y los determinantes del consumo privado de bienes duraderos y no duraderos, respectivamente. Los dos artículos finales contienen un análisis de temas más específicos relacionados con el funcionamiento del mercado bursátil y con el funcionamiento del mercado de trabajo. Así, el cuarto artículo contiene un análisis del comportamiento de los precios de las acciones tras el pago de dividendos, mientras que en el artículo final se estudian los determinantes de la afiliación sindical.

La relación que existe entre déficit públicos o acumulación de deuda pública y tipos de interés es una cuestión controvertida sobre la que existen numerosos trabajos tanto teóricos como empíricos. En el caso español, hay varios trabajos que han utilizado definiciones distintas de déficit público y metodologías diversas, de forma que las conclusiones alcanzadas no siempre son las mismas. Así, por ejemplo, hay autores que no han encontrado una relación clara entre tipos de interés nominales y déficit de las Administraciones Públicas, mientras que otros autores, utilizando definiciones alternativas de déficit público e introduciendo el nivel de deuda pública, si han encontrado un efecto a corto plazo de variables de política fiscal sobre los tipos de interés reales. El artículo de Vicente Esteve y Cecilio Tamarit publicado en este número aborda esta cuestión incorporando las expectativas sobre la tasa de inflación como un elemento adicional en la relación entre déficit público y tipos de interés. Utilizando las técnicas econométricas de la cointegración, los autores llegan a la conclusión de que el déficit público no es la única variable responsable de la persistencia de altos tipos de interés nominales en la economía española. Según sus resultados, el aumento de casi 4 puntos de los tipos de interés nominales en la economía española observado entre los periodos 1964-73 y 1974-93 se puede descomponer en tres partes: un 25% de dicho aumento vendría explicado por el aumento de las expectativas de inflación, un 50% aproximadamente se explicaría por aumentos del déficit público y el 25% restante por aumentos de los tipos de interés a corto plazo.

Los recursos dedicados a la educación o, lo que es lo mismo, a la

acumulación de capital humano parecen ser un factor muy importante del crecimiento económico a largo plazo. El segundo de los artículos contenidos en este número, escrito por Angel de la Fuente y José María da Rocha, tiene como objetivo fundamental presentar evidencia en favor de la importancia del capital humano como determinante del crecimiento económico. Este artículo tiene dos partes. En primer lugar, los autores ofrecen una panorámica de la evidencia empírica disponible sobre la contribución de la educación al crecimiento económico y, en segundo lugar, proporcionan resultados adicionales obtenidos a partir de la idea de que la tasa de crecimiento del progreso técnico es una función del nivel educativo de la población, entre otras variables. Utilizando datos de países de la OCDE, los autores presentan varias estimaciones de ecuaciones de convergencia y de contabilidad del crecimiento ampliadas con capital humano, que apoyan la hipótesis de que el nivel de formación de la población activa es un determinante importante de la productividad y de la capacidad de un país para absorber el progreso técnico. No obstante, el efecto directo del nivel educativo sobre la productividad es poco robusto y depende de la especificación utilizada, lo que los autores achacan a la existencia de errores de medida en la variable que representa el nivel educativo de cada país.

Los determinantes del consumo privado es otro tema tradicional de investigación empírica en macroeconomía, al menos desde la formulación de la hipótesis de la renta permanente de Milton Friedman y la hipótesis del ciclo vital de Franco Modigliani. Una de las líneas de investigación reciente dentro de este campo ha planteado la conveniencia de separar el consumo de bienes no duraderos del de bienes duraderos a la hora de estimar funciones agregadas de consumo. El artículo de Marta del Olmo tiene como objetivo principal comprobar si, en el caso de la economía española, las decisiones de consumo se toman de forma independiente o, en la terminología de la teoría económica, separable entre bienes duraderos y no duraderos. Para alcanzar este objetivo, la autora utiliza un modelo intertemporal de maximización de utilidad que es habitual en este campo y estima las ecuaciones de Euler que se derivan de dicho modelo, utilizando datos trimestrales facilitados por la *Encuesta de Presupuestos Familiares,* datos que permiten controlar por diversas características de las familias y que pueden ser relevantes en las decisiones de consumo. La conclusión que resulta de este trabajo es que las decisiones de consumo de bienes duraderos y no duraderos no son separables. Esta conclusión es relevante para la política económica,

puesto que el efecto de ciertas medidas de política monetaria y fiscal sobre el consumo privado puede depender de cuál sea el *stock* de bienes duraderos de las familias.

El diferente tratamiento fiscal que sufren los dividendos y las ganancias de capital puede dar lugar a que se produzcan ciertas pautas en el precio de las acciones en los días de pago de dividendos. La hipótesis que han mantenido algunos autores a este respecto, que se conoce como «hipótesis de clientela impositiva», sostiene que, puesto que la imposición sobre dividendos es más gravosa que sobre las ganancias de capital, los inversores que tengan una perspectiva de largo plazo preferirán acciones que, a igual rentabilidad global, proporcionen una rentabilidad por dividendo baja. Estos inversores, por tanto, demandarán una prima por recibir renta en forma de dividendos, de forma que la caída del precio de las acciones tras el pago de dividendos sea inferior al importe de dichos dividendos. El artículo de Manuel Espitia y Francisco Javier Ruíz tiene como objetivo contrastar esta hipótesis, en la línea de numerosos trabajos precedentes realizados sobre mercados bursátiles de varios países, incluido el español. Con la información sobre el precio exdividendo de 1.090 acciones en diversos años y sectores, los autores concluyen que la rentabilidad media exdividendo es positiva y significativa (lo que parece confirmar la hipótesis de clientela impositiva) y que los costes de transacción que dificultan la existencia de operaciones de arbitraje por inversores con una perspectiva de corto plazo están por encima de los costes reales.

Finalmente, el último de los artículos de este número trata de identificar los determinantes de la afiliación sindical en España. La tasa de afiliación sindical en España es, junto con Francia, la más baja de los países de la OCDE. En la actualidad, menos de un 15% de los trabajadores asalariados está afiliado a algún sindicato. En la explicación de este hecho confluyen tanto determinantes de tipo económico como de tipo sociológico. A su vez, la baja tasa de afiliación de los trabajadores españoles plantea restricciones importantes a la hora de diseñar la reforma de la organización de las relaciones laborales en nuestro país, reforma que parece ser una condición necesaria para mejorar el funcionamiento del mercado de trabajo. Por tanto, resulta necesario conocer cuáles son las causas de tipo económico que afectan a la decisión de afiliación sindical de la fuerza laboral española. La elaboración de una *Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase* ha permitido disponer de la información requerida para realizar este tipo de estudios. El artículo de

César Rodríguez contiene un ejercicio econométrico dirigido a estimar la probabilidad de que determinados tipos de trabajadores estén o no afiliados a un sindicato. Los resultados de este trabajo sugieren que la decisión de afiliación sindical está afectada por factores diferentes según el sexo y la edad de los individuos. Por ejemplo, la probabilidad de que una mujer esté afiliada a un sindicato depende, fundamentalmente, del tamaño de la empresa en la que trabaja, además de su ideología política. Por el contrario, en el caso de los hombres, los ingresos, el tipo de empresa (pública o privada), el tipo de contrato (fijo o temporal), el nivel de estudios y el tipo de ocupación (manual o no manual) también afectan a la probabilidad de estar afiliado a un sindicato. No obstante, en el caso de los jóvenes, las diferencias entre sexos no parecen ser tan acusadas y los factores de tipo ideológico y/o sociológico juegan un papel menos importante que los factores de tipo económico.

Déficit públicos, expectativas inflacionarias y tipos de interés nominales en la economía española*

VICENTE ESTEVE
Instituto de Economía Internacional, Universitat de València

CECILIO R. TAMARIT
Universitat de València y Wharton School, University of Pennsylvania

1. Introducción.

La reaparición de los déficit públicos en la mayoría de los países industrializados, junto a su persistencia o resistencia a la baja, ha vuelto a despertar el interés por los efectos económicos de las diferentes fuentes de financiación del gasto público.

Por ello, una de las cuestiones que surgen con mayor frecuencia en este tema es la que se refiere a los efectos de los déficit públicos y los *stocks* de deuda pública sobre los tipos de interés nacionales. Es frecuente encontrar opiniones que utilizan, sin cuestionarla, la conexión entre déficit y *stock* de deuda pública y tipos de interés nacionales. Esta conexión teórica es importante al menos por tres razones: (1) es la pieza clave para la transmisión de choques fiscales entre países; (2) incide en la independencia de la política monetaria y la política fiscal; y (3) puede provocar, vía los efectos de retroalimentación entre déficit y carga de intereses, problemas de sostenibilidad de la política fiscal en el largo plazo y de solvencia del gobierno[1].

* La investigación ha podido realizarse gracias a la financiación del proyecto del Plan Nacional de I+D, DGICYT-PB94-095-CO2-01 y del Programa de Investigación sobre Economía pública de la Fundación BBV. Vicente Esteve ha utilizado también la financiación del proyecto DGICYT-PR94-317 y Cecilio R. Tamarit del proyecto DGICYT-PR95-213, ambos del Plan Nacional de I+D. Parte de la investigación se realizó mientras Vicente Esteve era Visiting Scholar en el Centre de recherche et developpement en économique (C.R.D.E.) de la Université, de Montréal, Canadá y Cecilio R. Tamarit era Senior Fellow en la Wharton School de la University of Pennsylvania, USA. Los autores agradecen los comentarios de dos evaluadores anónimos.

[1] Contrastes de sostenibilidad de la política fiscal en el largo plazo y de solvencia del gobierno para el caso español puede verse en Esteve, Fernández y Tamarit (1993) y Camarero, Esteve y Tamarit (1994).

No obstante, tanto desde un punto de vista teórico como empírico, la conexión entre déficit públicos y tipos de interés sigue siendo una cuestión controvertida[2]. En efecto, la evidencia empírica reciente tampoco es concluyente. De una parte, Mascaro y Meltzer (1983), Makin (1983), Hoelscher (1983), Evans (1985, 1987a, 1987b) y Barro y Sala-i-Martín (1991), entre otros, no encuentran una conexión significativa entre déficit públicos y tipos de interés, mientras que Hutchinson y Pyle (1984), Tanzi (1985), Barth, Iden y Russek (1985), Hoelscher (1986), Cebula et al. (1988), Spiro (1990) y Nunes-Correia y Stemitsiotis (1993), entre otros, confirman la existencia de esta relación. Otros autores, como Allen (1990, 1991) defienden que la relación es más bien entre tipos de interés y *stock* de deuda pública, en lugar de déficit públicos en cualquiera de sus medidas.

En lo que respecta a la economía española los resultados tampoco son definitivos. A favor, se encuentran los trabajos de Mauleón y Pérez (1984) que muestran una fuerte relación positiva entre el *stock* de deuda y el tipo de interés, pero no entre déficit y tipos, Mauleón (1987) que recoge una significativa relación positiva entre crédito otorgado al sector público y diversos tipos nominales, tanto a corto como a largo plazo, y Raymond y Palet (1989), que atribuyen asimismo al déficit público, tanto observado como esperado, un papel clave en la determinación de los tipos de interés reales.

En cuanto a los trabajos en contra, cabe destacar dos aportaciones recientes. En primer lugar, Ballabriga y Sebastián (1993) al estimar modelos bivariantes (déficit-tipos de interés) y trivariantes (déficit-tipos-dinero) no detectan una interacción clara entre tipos de interés nominales y el déficit de las AA.PP. En segundo lugar, Esteve y Tamarit (1994), en el contexto de la estimación de una función de forma reducida de los tipos de interés reales, encuentran evidencia de que con definiciones alternativas de déficit público y *stock* de deuda pública, sólo en el corto plazo influye alguna variable representativa de la política fiscal en los tipos de interés reales.

Tanto en el trabajo de Raymond y Palet (1989), como en el de Esteve y Tamarit (1994), se utiliza un supuesto de formación de expectativas inflacionarias discutible desde el punto de vista teórico. Así, en los modelos teóricos planteados, se suponen tipos de interés *ex-ante* ajus-

[2] Una excelente exposición resumida de los distintos canales teóricos entre ambas variables, así como de la evidencia empírica disponible aparece en Ballabriga y Sebastián (1993).

tados por la inflación futura esperada, mientras que en la estimación econométrica ambos trabajos utilizan tipos de interés *ex-post* ajustados por la inflación corriente, por uno o varios períodos. Al sustituir la inflación esperada por la observada, el tipo de interés real aparece con error, y si las expectativas de los agentes económicos no son racionales, estos errores pueden ser importantes y sistemáticos.

Un problema adicional de toda la evidencia empírica presentada hasta ahora es que los distintos trabajos difieren en cuanto a la definición del déficit público utilizado (déficit observado, ajustado por inflación, por ciclo, anticipado o no), en cuanto a los tipos de interés utilizados (nominales o reales, corto o largo plazo) y, por último, en lo referente al esquema de formación de expectativas de inflación necesario para ajustar los tipos de interés nominales a reales *ex-ante* (no ajustados o tipos *ex-post,* expectativas estáticas, utilización de otras variables macroeconómicas, modelos AR, encuestas de expectativas inflacionarias o *surveys,* modelos monetarios de expectativas inflacionarias y componentes de baja frecuencia).

El propósito de nuestro trabajo es estimar para la economía española y con datos anuales para el período 1964-1993, una función reducida de tipos de interés nominales a largo plazo, con el objetivo último de medir los efectos sobre los mismos de los déficit públicos y destacar el papel jugado por las expectativas de inflación. La aportación de nuestro trabajo radica en dos elementos. En primer lugar, se incluirá en la función alguna variable que aproxime la tasa de inflación esperada a largo plazo, generando las expectativas inflacionarias con el filtro de Hodrick-Prescott. En segundo lugar, se estimará la relación de largo plazo no imponiendo a priori el Efecto Fisher en su versión extrema.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la sección 2 se presentan los fundamentos teóricos utilizados para modelizar los tipos de interés nominales. En la sección 3 se presenta la técnica utilizada para modelizar las expectativas inflacionarias. En la sección 4 se examina la evidencia empírica para la economía española, haciendo uso de recientes técnicas de raíces unitarias y de cointegración. La sección 5, recoge algunas conclusiones relevantes. En sucesivos apéndices se describen con algún detalle los datos y algunos de los procedimientos econométricos utilizados en el trabajo empírico.

2. MODELO TEORICO

2.1. Factores determinantes de los tipos de interés nominales a largo plazo: el modelo de Sargent (1969)

El marco teórico utilizado es básicamente el modelo de fondos prestables propuesto originalmente en Sargent (1969), enfoque extendido posteriormente, entre otros, por Echols y Elliot (1976) y Holscher (1986). Es este un modelo de economía cerrada[3] en el que se supone que el tipo de interés nominal a largo plazo está formado por tres elementos: i) un componente real de equilibrio; ii) un componente que recoge la influencia de los cambios de la política monetaria sobre el tipo de interés real; y iii) un componente que refleja las expectativas inflacionarias. La relación entre los componentes nominales y reales del tipo de interés a largo plazo aparece a través de una identidad en la que el tipo de interés nominal es igual a la suma del tipo de interés real de equilibrio más la diferencia entre el tipo de interés de mercado de los fondos prestables y de dicho tipo de interés real de equilibrio más la diferencia entre el tipo de interés nominal y el tipo de interés de mercado de fondos prestables:

$$Rn_t = Re_t + (Rm_t - Re_t) + (Rn_t - Rm_t) \qquad [1]$$

donde Rn_t es el tipo de interés nominal, Re_t es el tipo de interés real de equilibrio y Rm_t es el tipo de interés real del mercado de fondos prestables. Con el objetivo de deducir la ecuación de tipos de interés nominal que se estima en la parte empírica, es interesante destacar qué factores determinan cada uno de los tres componentes del tipo de interés nominal a largo plazo que aparecen en el lado derecho de la expresión [1].

El primer término, Re_t, es el tipo de interés real que iguala *ex-ante* el ahorro y la inversión de la economía, incluido el ahorro y la inversión pública y, por tanto, el déficit público. De este modo, se supone que el ahorro (S_t) y la inversión privados (I_t) dependen de las variables fundamentales de la economía. Las ecuaciones que determinan ambos agregados son, respectivamente:

$$I_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_t - \alpha_2 Re_t \qquad [2]$$

[3] La elección de un modelo de economía cerrada se justifica en el hecho de que los movimientos de capital no se liberalizan en España hasta 1990, por lo que prácticamente la totalidad del período muestral es anterior a esta fecha. No obstante, conviene tener en cuenta, que la progresiva liberalización financiera podría afectar a la relación entre déficit y tipos de interés, tal y como aparece en el modelo presentado.

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 Re_t \qquad [3]$$

donde y_t representa el output real de la economía.

La expresión [2] representa una función de inversión productiva basada en el efecto acelerador, a la que se ha incorporado los efectos de los tipos de interés reales. La expresión [3] es una función de ahorro estándar keynesiana. En equilibrio, el déficit del sector público debe ser cubierto por el exceso de ahorro sobre la inversión privada. Por tanto, el tipo de interés real de equilibrio de la economía será la tasa de interés que garantiza que se cumple la siguiente expresión:

$$DEFR_t = S_t - I_t \qquad [4]$$

donde $DEFR_t$ representa el déficit público en términos reales.

De este modo, sustituyendo las expresiones [2] y [3] en [4], se obtiene la ecuación que determina la tasa de interés real de equilibrio de la economía:

$$Re_t = \frac{1}{\beta_2 + \alpha_2} [(\alpha_0 - \beta_0) + \alpha_1 \Delta y_t - \beta_1 y_t + DEFR_t] \qquad [5]$$

De acuerdo con la ecuación [5], aumentos del déficit público y de la tasa de crecimiento del output real provoca el incremento de la demanda de fondos prestables, lo que lleva a un aumento del tipo de interés real de equilibrio de la Economía. Por el contrario, un alto nivel del output genera un volumen elevado de ahorro y ello produce una reducción del tipo de interés real de equilibrio.

El segundo término de la derecha de la ecuación [1], $(Rm_t - Re_t)$ representa las desviaciones de los tipos de interés reales de mercado respecto al tipo de interés real de equilibrio. Este *gap* de tipos de interés proviene, fundamentalmente, de las medidas de política monetaria ejecutadas por el banco central. La autoridad monetaria puede influir en los tipos de interés reales alterando la oferta real de dinero. Esta medida afecta a los mercados de préstamos a través de los efectos sobre las curvas de oferta y demanda de fondos prestables. Bajo estas premisas, el *gap* entre el tipo de interés real del mercado de préstamos y el tipo de interés real de equilibrio, vendrá determinado por la siguiente expresión:

$$(Rm_t - Re_t) = -\phi_i \Delta m_t \qquad [6]$$

donde m_t representa la oferta real de dinero.

De acuerdo con la ecuación [6], un aumento en la oferta real de dinero en circulación reduce el *gap* entre el tipo de interés del mercado de préstamos y el tipo de interés real de equilibrio.

El tercer término de la derecha de la ecuación [1], $(Rn_t - Rm_t)$ representa el *gap* entre los tipos de interés nominales y los tipos de interés reales y recoge los efectos de las expectativas de evolución de la inflación. Este *gap* surge como resultado de la inflación esperada por los agentes económicos, término que se puede representar en la siguiente expresión:

$$Rn_t - Rm_t = \delta\pi_t^e \qquad [7]$$

donde π_t^e representa la inflación esperada[4].

Finalmente, sustituyendo las expresiones [5], [6] y [7] en la identidad [1], se obtiene la ecuación que incluye los factores determinantes potenciales de los tipos de interés nominales a largo plazo:

$$Rn_t = \mu_0 + \mu_1\pi_t^e + \mu_2\, DEFR_t - \mu_3 y_t - \mu_4\Delta m_t + \mu_5\Delta y_t \qquad [8]$$

La ecuación [8] predice que los tipos de interés nominales a largo plazo dependen, positivamente, de la inflación esperada por los agentes, del nivel del déficit público y de los cambios del nivel del output real; y negativamente, del nivel del output real y de los cambios en la oferta real de dinero.

2.2. *Una especificación econométrica alternativa: el papel de la desregulación y de las innovaciones en los mercados financieros*

En el modelo original de Sargent (1969), el término Δm_t de la ecuación [8] intenta recoger el impacto de las medidas de política monetaria sobre el tipo de interés de equilibrio de la economía. Actualmente existe

[4] En el modelo se ha considerado que la inflación esperada es exógena y que por tanto, ni las acciones de política monetaria ni los déficit pueden afectarla. La primera hipótesis se justifica en el supuesto de que la política monetaria es neutral respecto a la economía en el largo plazo, por lo que cambios discrecionales en las acciones del banco central no afectan a la inflación esperada por los agentes en el largo plazo. Respecto a la hipótesis de trabajo de que el déficit público (o las acciones de política fiscal en general) no afectan a la inflación esperada, esto se debe al supuesto de que se excluye la posibilidad de que el gobierno se financie con señoreaje y de que exista una burbuja especulativa (inflacionaria) en la deuda pública, por lo que se estaría excluyendo del análisis la posibilidad de modelos clásicos de inflación (útiles para procesos hiperinflacionarios). En este sentido la política fiscal sería «neutral» en el largo plazo respecto a la inflación esperada.

un claro consenso de que el proceso de desregulación, liberalización e innovación acontecido en los mercados financieros de los países industrializados durante la década de los ochenta y noventa, ha alterado el valor y la calidad de los diferentes agregados monetarios como indicadores de la evolución monetaria en el corto plazo. La mayoría de los bancos centrales, utilizan en el presente también objetivos de tipos de interés (entre otros) para tratar de compensar los efectos perversos que los desplazamientos de la demanda de activos producen sobre los niveles de los agregados monetarios[5].

Por esta razón, siguiendo a Mehra (1994), en la estimación empírica se ha optado por sustituir el término que recoge la evolución de los agregados monetarios, por un factor que mida el comportamiento de los tipos de interés reales a corto plazo, rcp_t, ya que son las tasas utilizadas como objetivo intermedio de la política monetaria, y que ajustan más a la realidad el impacto de las acciones de política monetaria sobre los tipos de interés nominales a largo plazo. Bajo este supuesto, la ecuación [8] se transforma en la expresión que será finalmente estimada:

$$RLP_t = \psi_0 + \psi_1\pi_t^e + \psi_2 def_t + \psi_3 rcp_t + \psi_4 g_t + u_t \qquad [9]$$

donde rcp_t será aproximado para el caso español por los tipos de interés reales del mercado interbancario a 1 mes, mientras que el tipo de interés nominal a largo plazo, RLP_t, se medirá por la rentabilidad de los titulos de deuda pública a más dos años[6]. El término g_t representa la tasa de crecimiento real de la economía, medido por $\Delta \log y_t$, mientras que def_t es el déficit público bruto de intereses en proporción al P.I.B.[7] Por último, u_t es el termino de error que recoge las perturbaciones estructurales que afectan a los tipos de interés nominales en el largo plazo.

En la estimación de la ecuación [9] se espera los siguientes signos para los distintos coeficientes estimados:

$$\psi_1>0,\ \psi_2\geq 0,\ \psi_3>0,\ \psi_4>0.$$

---

[5] Para el caso español véase Banco de España (1994c, 1994d), Camarero, Esteve y Tamarit (1993) y Vega (1994).

[6] Para más detalle de la construcción de las series, véase apéndice 1.

[7] Esta especificación recoge el supuesto de que en una economía en crecimiento déficit públicos elevados inducen a niveles altos de tipos de interés nominales, sólo en el caso de que se produzcan aumentos de los déficit en proporción al P.I.B. Ello implica que se introduce en el modelo [8] la restricción de que los coeficientes μ_2 y μ_3 son iguales.

En particular, a partir de la ecuación [9], los tipos de interés nominales españoles, RLP_t, serían función en el largo plazo de las siguientes variables:

1) Por una parte, el término $\psi_1\pi_t^e$ en [9] intenta medir la prima que la inflación incorpora en el tipo de interés del bono a largo plazo, por lo que indirectamente se está contrastando el efecto Fisher. Al introducir los cambios en la inflación esperada como variable explicativa se intenta medir el hecho de que el tipo de interés nominal no necesariamente se mueve en el corto plazo proporcionalmente con los cambios en la inflación esperada. Al aparecer el tipo de interés nominal a largo plazo y la inflación esperada separados en la estimación, se tiene en cuenta que es posible que no se cumpla el efecto Fisher «completo», el cual predice que $\psi_1 = 1$[8].

2) El término $\psi_2 def_t$ recoge los efectos de las variaciones del déficit público (en proporción al P.I.B.) sobre los tipos de interés nominales[9]. En este caso, el signo del parámetro ψ_2 será ambiguo, dependiendo del cumplimiento de la hipótesis de equivalencia ricardiana en el contexto de una economía cerrada[10].

3) El término $\psi_3 rcp_t$ recoge un modelo de estructura temporal de interés con expectativas racionales y mercados eficientes, en el que se espera que los aumentos de los tipos de interés a corto plazo reales produzcan aumentos en los tipos de interés nominales de los títulos a largo plazo.

4) Por último, el término $\psi_4 g_t$ es una variable *proxy* del efecto acelerador que puede tener el ciclo económico sobre la inversión y sobre el consumo de bienes duraderos, e indirectamente sobre los cambios en los tipos de interés nominales.

3. METODO DE GENERACION DE LAS EXPECTATIVAS INFLACIONARIAS

El principal problema de la estimación de [8] ó [9] es que la inflación esperada a largo plazo por los agentes es una variable no observable. Por ello, uno de los principales problemas planteados en los estudios

---

[8] De esta manera no se impone a priori el Efecto Fisher «puro» o «completo», es decir, que los cambios en la inflación esperada se transmiten proporcionalmente a los tipos de interés a nominales, por lo que los tipos de interés reales se mantendrían constantes a corto plazo. De hecho, en algunos estudios se ha encontrado que impactos de la inflación esperada sobre los tipos de interés nominales van asociados a un coeficiente menor que la unidad [véase Mishkin (1984, 1991)].

[9] Somos conscientes de que, por su carácter bruto, la exogeneidad del déficit público puede ser problemática.

[10] Véase Bernheim (1987) y Seater (1993) para más detalles.

empíricos que contrastan la relación entre tipos de interés nominales y déficit públicos es el método utilizado para medir en la práctica las expectativas de los agentes sobre la inflación futura. Muchos de los estudios anteriores han utilizado incorrectamente la inflación corriente. No obstante, algunos trabajos sí que han construido variables *proxies* de las expectativas del mercado sobre la inflación futura:

i) Evans (1985, 1987) utiliza como *proxies* diversas variables económicas, como gasto público y *stock* de dinero en términos reales.

ii) Otros trabajos, como el de Plosser (1982, 1987) y Barro y Sala-i-Martín (1991) generan las expectativas inflacionarias mediante el uso de modelos autorregresivos, AR.

iii) Un tercer grupo utiliza encuestas de expectativas inflacionarias como el índice de Livingston [Tanzi (1985) y Hoelscher (1986)].

iv) En cuarto lugar, otros estudios como el de Mehra (1992), utilizan modelos monetarios de expectativas de inflación del tipo P* [Reichenstein y Elliot (1987), Hallman, Porter y Small (1991)].

v) Por último, Tease et al. (1991) y, más recientemente, Nunes-Correia y Stemitsiotis (1993) utilizan los componentes de baja frecuencia derivados de cambios en el IPC generados por el filtro de Hodrick-Prescott (HPF).

Esta última metodología es la que se utiliza en nuestro caso. Esta elección está justificada porque el HPF tiene las propiedades matemáticas idóneas para extraer de las series de inflación observadas (IPC o deflactor del PIB en nuestro caso) los componentes no observables que van a medir la inflación esperada[11]. En la práctica, el investigador ve la inflación observada, π, como una variable que contiene simultáneamente un componente esperado, π^e, y componentes no esperados, π^u:

$$\pi_{t+j} = {}_t\pi^e_{t+j} + \pi^u_{t+j} \qquad [10]$$

donde el subíndice t indica el período actual y t+j el horizonte temporal del tipo de interés. Por lo tanto, se supondrá que la inflación observada en el período t es igual a la inflación esperada generada en los períodos previos a t para el período t+j, más un componente aleatorio no esperado.

En el período t+j, el investigador puede observar π pero no puede medir ni π^e ni π^u. No obstante, si los precios son rígidos se puede espe-

[11] Véase Hodrick y Prescott (1980), King y Rebelo (1993) y el apéndice 2 para más detalles.

rar que el ajuste de los mismos será lento y, por lo tanto, la inflación esperada cambiará continuamente y se ajustará temporalmente de manera gradual[12]. Bajo este supuesto, se extraerá el componente no observable de la inflación esperada con el HPF, resolviendo el problema de minimización siguiente:

$$\underset{\pi^e}{\text{Min}} \sum_{t=1}^{T} (\pi - \pi^e)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T} \left[(\pi^e_{t+1} - \pi^e_t) - (\pi^e_t - \pi^e_{t-1}) \right]^2 \qquad [11]$$

El objetivo final de esta sección es seleccionar la inflación esperada, π^e, que minimiza la suma de los cuadrados de las desviaciones de la inflación observada, π, sujeta a la restricción de que los cambios en la inflación esperada varían gradualmente a lo largo del tiempo. El multiplicador de Lagrange, λ, será un número positivo que penaliza los cambios esperados en la tasa de inflación. Así, cuanto más grande es λ, más se suaviza la inflación esperada. En este sentido, el valor elegido del coeficiente λ depende del grado de rigidez de precios que se suponga.

Manipulando la ecuación en diferencias derivada de [11], se puede mostrar [véase King y Rebelo (1993)] que la inflación esperada se puede representar en función de la inflación observada a través de la siguiente expresión de medias móviles:

$$\pi^e = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \alpha_j \, \pi_{t+j} \qquad [12]$$

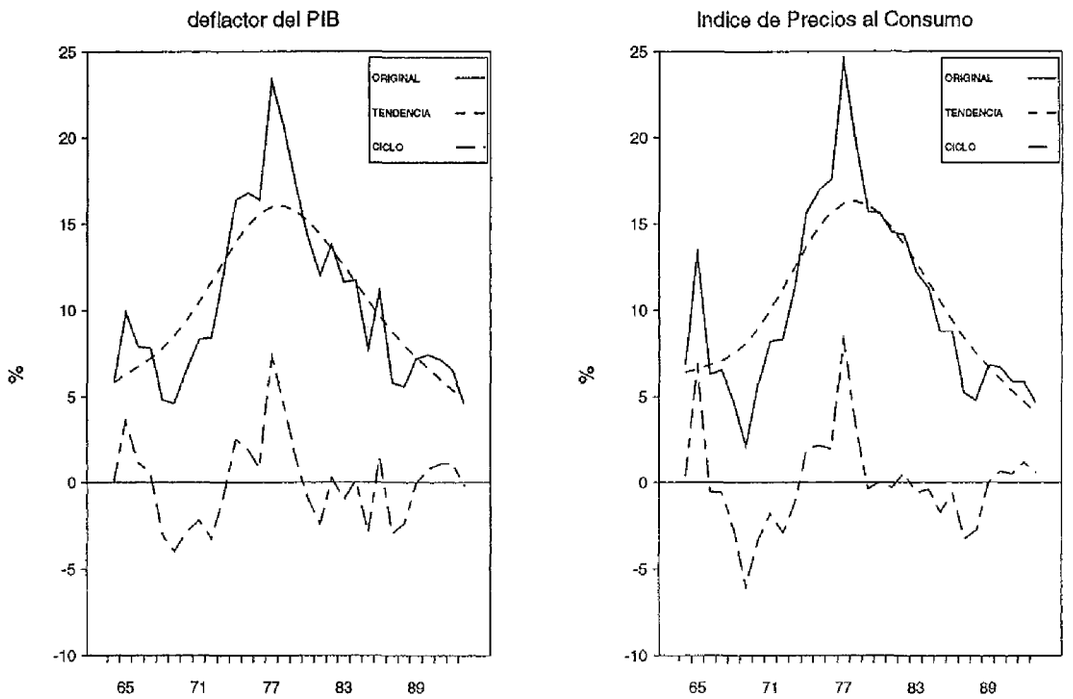
donde el parámetro α depende del valor del multiplicador de Lagrange.

Conviene destacar que el HPF contiene propiedades matemáticas útiles para extraer la parte no observable de la inflación esperada de la serie observada. La serie de la inflación esperada construida con este filtro contiene tanto la información futura como pasada de las tasas de inflación, lo cual permite trabajar en un contexto de expectativas racionales con precios no flexibles y ajuste lento. La información pasada es necesaria para ajustar los precios de una posición de desequilibrio, mientras que la información futura es también útil, puesto que los agentes económicos se comportan de una manera racional utilizando esta última para formar sus expectativas sobre la tasa de inflación futura.

[12] Véase Mussa (1981) para un modelo similar en el que existe una regla de ajuste de precios que combina expectativas racionales con precios rígidos y ajuste lento.

En el Gráfico 1 se presentan las tasas de inflación originales (para el IPC y el deflactor del PIB en tasas anualizadas) así como la serie transformada utilizando el filtro de Hodrick-Prescott. Mediante el HPF se ha separado el componente permanente que se asocia en el modelo propuesto a la tasa de inflación esperada (tendencia) del componente transitorio (cíclico).

GRAFICO 1
TASAS DE INFLACION CORRIENTE Y ESPERADA EN ESPAÑA, 1964-1993
METODO: FILTRO DE HODRICK-PRESCOTT



4. RESULTADOS EMPIRICOS PARA LA ECONOMIA ESPAÑOLA

4.1. Test de raíces unitarias y estacionariedad de las variables

Las propiedades estacionarias de los datos son importantes para la estimación de la ecuación de largo plazo [9]. Si las variables determinantes de los tipos de interés nominales son variables no estacionarias pero están cointegradas en el sentido propuesto por Engle y Granger (1987), la expresión [9] puede ser estimada por Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Para comprobar si las variables tienen una raíz unitaria o son estacionarias se utiliza una combinación de contrastes de estacionariedad. En primer lugar, los test de Phillips y Perron (1988) que corrigen de manera no paramétrica los contrastes estándar de Dickey y Fuller, y cuya hipótesis nula es que la variable tiene una raíz unitaria. En segundo lugar, puesto que estos contrastes tienen bajo poder[13], el estudio de la estacionariedad se complementa con los test propuestos por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992)[14], cuya hipótesis nula es la estacionariedad, es decir, la inversa de los test de raíces unitarias tipo Dickey-Fuller[15]. Los resultados de ambos test se presentan en el Cuadro 1. Para ambos conjuntos de contrastes de estacionariedad se concluye que todas las variables implicadas en la ecuación [9] son estacionarias en primeras diferencias o I(1).

CUADRO 1
TEST DE RAICES UNITARIAS Y ESTACIONARIEDAD[a]
(1964-1993)

Variable	Phillips-Perron Test[b]			KPSS Test[c] (l = 0)	
	$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	$Z(t_{\alpha}^*)$	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	η_μ	η_τ
RLP_t	–1,12	–1,97	–0,06	1,448**	0,518**
$\pi 1_t^e$	–0,57	–0,57	–0,34	0,782**	0,756**
$\pi 2_t^e$	–0,30	–0,32	–0,45	0,792**	0,754**
def_t	–2,37	–0,52	0,50	2,364**	0,204*
rcp_t	–3,98	–1,62	–1,56	2,072**	0,210*
g_t	–2,86	–2,08	–1,65	1,151**	0,240**

(a) Los signos * y ** representan un nivel de significatividad del 5% y del 1%, respectivamente.
(b) El test de Phillips y Perron se ha calculado utilizando el estimador de la varianza a largo plazo propuesto en Andrews (1991) y Andrews y Monahan (1992). Los valores críticos son tomados de Fuller (1976), Tabla 8.5.2.
(c) La varianza a largo plazo se ha estimado utilizando el procedimiento propuesto en Newey y West (1987). Los valores críticos provienen de Kwiatkowski et al. (1992).

Valores críticos:

	5%	1%
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$:	–3,60	–4,38
$Z(t_{\alpha}^*)$:	–3,00	–3,75
$Z(t_{\hat{\alpha}})$:	–1,95	–2,66
η_μ	0,463	0,739
η_τ	0,146	0,216

[13] Véase al respecto los trabajos de DeJong et al. (1992) y Perron (1991).

[14] En adelante estadísticos KPSS.

[15] Véase detalles en el apéndice 3.

4.2. Estimación de la ecuación de largo plazo

En el Cuadro 2, se recoge la estimación para el período 1964-1993 de la ecuación [9], así como diversos contrastes basados en los residuos que ayudan a evaluar la evidencia empírica sobre la existencia o no de cointegración en el período analizado. El método de estimación utilizado es el propuesto en Phillips y Hansen (1990) y Hansen (1992), el *Fully Modified Estimation* (FME)[16], al que se han incorporado las sugerencias planteadas por Andrews (1991), Andrews y Monahan (1992) para la estimación de matriz de varianzas-covarianzas de largo plazo. La ventaja de este método es que el mismo es asintóticamente equivalente al de máxima-verosimilitud y permite, por un lado, mitigar los sesgos de segundo orden que, en muestras finitas, se detectan en las estimaciones de vectores de cointegración basadas en regresiones estáticas, y, por otro, el uso de inferencia (asintótica) estándar para el uso de contrastes de hipótesis sobre restricciones lineales en los parámetros. Los test de cointegración que se presentan son el test CRDFA sugerido por Engle y Granger y los contrastes $\hat{Z}_\alpha$ y $\hat{Z}_t$ sugeridos en Phillips y Ouliaris (1990), basados en una versión de los test de Phillips y Perron (1988). Estos tres test contrastan la hipótesis nula de no-cointegración, es decir, la existencia de una raíz unitaria en los residuos de la regresión de largo plazo obtenida por el método FME de Phillips y Hansen (1990). Solamente el test CRDFA al 1% para los dos casos y el test $\hat{Z}_t$ al 10% para el caso del IPC, permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración. Este problema puede provenir del bajo poder de este tipo de contrastes en presencia de raíces persistentes lo que podría inutilizarlos como un indicativo de la ausencia de relación a largo plazo entre las variables.

Para solucionar este problema, Shin (1994) ha propuesto recientemente un nuevo contraste cuya hipótesis nula es la de cointegración. Se trata de la aplicación en dos etapas del test KPSS al caso de la cointegración de un conjunto de variables. Para la primera etapa, Shin (1994) propone estimar una ecuación dinámica de largo plazo que incluye los valores retardados y futuros de las variables explicativas. Este procedimiento de estimación de la relación de cointegración dinámica ha sido elaborado por Stock y Watson (1993), y se conoce como la regresión

[16] Véase apéndice 4 para más detalles.

DOLS[17]. En la segunda etapa del test de Shin, se trata de calcular el estadístico de Lagrange LM de la misma manera que el test de raíces unitarias KPSS.

CUADRO 2
CONTRASTES DE HIPOTESIS NULA DE NO COINTEGRACION DE ENGLE-GRANGER Y DE PHILLIPS-OULIARIS[a], ECUACION [9]
(1964-1993)

	Vector de Cointegración: [RLP_t, constante, π^e_t, def_t, rcp_t]	
	Caso A: deflactor del PIB, $\pi 1^e_t$:	Caso B: IPC, $\pi 2^e_t$:
CRDFA[b]	–4,66** (K = 3)	–4,81** (K = 3)
$\hat{Z}^c_\alpha$	–19,95	–21,35
$\hat{Z}^b_t$	–3,63	–3,87*

(a) Los signos *, ** y *** representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y del 1%, respectivamente.
(b) Los valores críticos son tomados de Phillips y Ouliaris (1990).
(c) Los valores críticos son tomados de Haug (1992).

Valores críticos:	10%	5%	1%
CRDFA[b]	–3,83	–4,11	–4,73
$\hat{Z}^c_\alpha$	–23,54	–26,70	–32,53
$\hat{Z}^b_t$	–3,83	–4,11	–4,73

La estimación DOLS propuesta por Stock y Watson (1993) tiene la forma de la siguiente regresión:

$$RLP_t = \psi_0 + \psi_1\pi^e_t + \psi_2 def_t + \psi_3 rcp_t + \sum_{j=-q}^{q} \psi_{5j}\,\Delta\pi^e_{t-j} + \sum_{j=-q}^{q} \psi_{6j}\,\Delta def_{t-j} + \sum_{j=-q}^{q} \psi_{7j}\,\Delta rcp_{t-j} + \varepsilon_t \qquad [13]$$

En los Cuadros 3 y 4 se presentan los parámetros estimados obtenidos de la regresión DOLS de Stock y Watson (1993) para el caso que la inflación esperada esté basada en el deflactor del PIB o el IPC, respectivamente, así como el test de Shin asociado a los residuos de esta ecua-

[17] DOLS = Dynamic Ordinary Least Squares. Stock y Watson (1993) añaden a la regresión estándar de MCO de Engle y Granger (1987) valores retardados y futuros de las primeras diferencias de los regresores, con el objetivo de corregir paramétricamente los efectos causados por la posible endogeneidad de las variables explicativas. Además los posibles problemas de correlación serial del término de error de la regresión de MCO son corregidos de manera no paramétrica.

ción. Por un lado, el test estimado C_μ toma el valor de 0,05819 y 0,05993, respectivamente, lo que no permite rechazar la hipótesis nula de cointegración al 1%. Todos los coeficientes estimados para las variables son estadísticamente significativos y presentan los signos predichos a priori por el modelo teórico. Por otro, los residuos de la ecuación estimada (véase Gráfico 2) y el ajuste obtenido es aceptable (véase Gráfico 3).

CUADRO 3
ESTIMACION DE LA RELACION DE COINTEGRACION ECUACION [13]
(1964-1993)

Caso A: deflactor del PIB, $\pi 1_t^e$:
METODO: DOLS DE STOCK Y WATSON[a]:

$$RLP_t = \beta_0 + \bar{\beta}_{1,t}\bar{X}_{i,t} + \sum_{j=-q}^{q} \Xi_j \Delta X_{t-j} + \eta_t$$

Variable	Parámetro estimado	Estadístico t
Constante	7,02	12,38
$\pi 1_t^e$	0,37	7,00
def_t	0,51	4,72
rcp_t	0,15	3,22
Tes de estacionariedad de los residuos de Shin: C_μ^b: 0,05819	$R^2 = 0,92$ DW = 1,51	

(a) El número de valores retardados y futuros, q, se selecciona de acuerdo con las simulaciones de Stock y Watson (1993) y es igual a $INT(T^{1/3})$, en nuestro caso, 3.
(b) Estadístico LM_{SHIN} para el caso de la cointegración determinística. Los residuos son tomados de la regresión dinámica de largo plazo propuesta por Stock y Watson (1993). Los signos * y ** representan un nivel de significatividad del 5% y del 1%, respectivamente. Los valores críticos son tomados de Shin (1994).

Valores críticos:

	5%	1%
C_μ:	0,159	0,271

Cabe destacar que no aparece el coeficiente correspondiente a la tasa de crecimiento real del PIB, porque el mismo no ha resultado ser significativo o en algún caso presentaba signo negativo. Este resultado es el mismo que el del trabajo de Nunes-Correia y Stemitsiotis (1993) para un grupo de países industrializados, y como ellos mismos señalan, una posible explicación puede ser que la tasa real de crecimiento del PIB afecte simultáneamente a la demanda de fondos prestables (a través del efecto acelerador de la inversión) y a la oferta de fondos (vía el crecimiento del ahorro global)[18].

[18] Solamente encuentran un coeficiente significativo y positivo para los dos grandes países de la OCDE: Estados Unidos y Japón.

CUADRO 4
ESTIMACION DE LA RELACION DE COINTEGRACION ECUACION [13]
(1964-1993)

Caso B: IPC, $\pi 2_t^e$:
METODO: DOLS DE STOCK Y WATSON[a]:

$$RLP_t = \beta_0 + \bar{\beta}_{i,t}\,\bar{X}_{1,t} + \sum_{j=-q}^{q} \Xi_j \Delta X_{t-j} + \eta_t$$

Variable	Parámetro estimado	Estadístico t
Constante	7,30	13,65
$\pi 2_t^e$	0,36	6,96
def_t	0,48	4,36
rcp_t	0,16	3,42
Tes de estacionariedad de los residuos de Shin: C_μ^b: 0,05993	$R^2 = 0,92$ DW = 1,45	

(a) El número de valores retardados y futuros, q, se selecciona de acuerdo con las simulaciones de Stock y Watson (1993) y es igual a $INT(T^{1/3})$, en nuestro caso, 3.

(b) Estadístico LM_{SHIN} para el caso de la cointegración determinística. Los residuos son tomados de la regresión dinámica de largo plazo propuesta por Stock y Watson (1993). Los signos * y ** representan un nivel de significatividad del 5% y del 1%, respectivamente. Los valores críticos son tomados de Shin (1994).

Valores críticos:

	5%	1%
C_μ:	0,159	0,271

GRAFICO 2
RESIDUOS DE LA ECUACION [13]

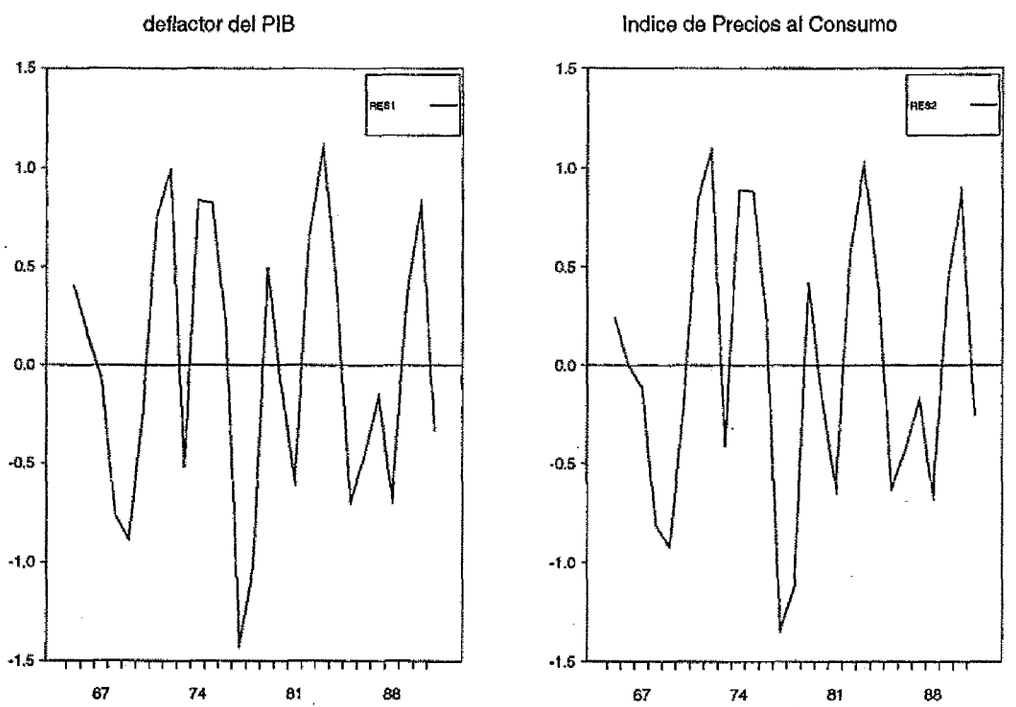
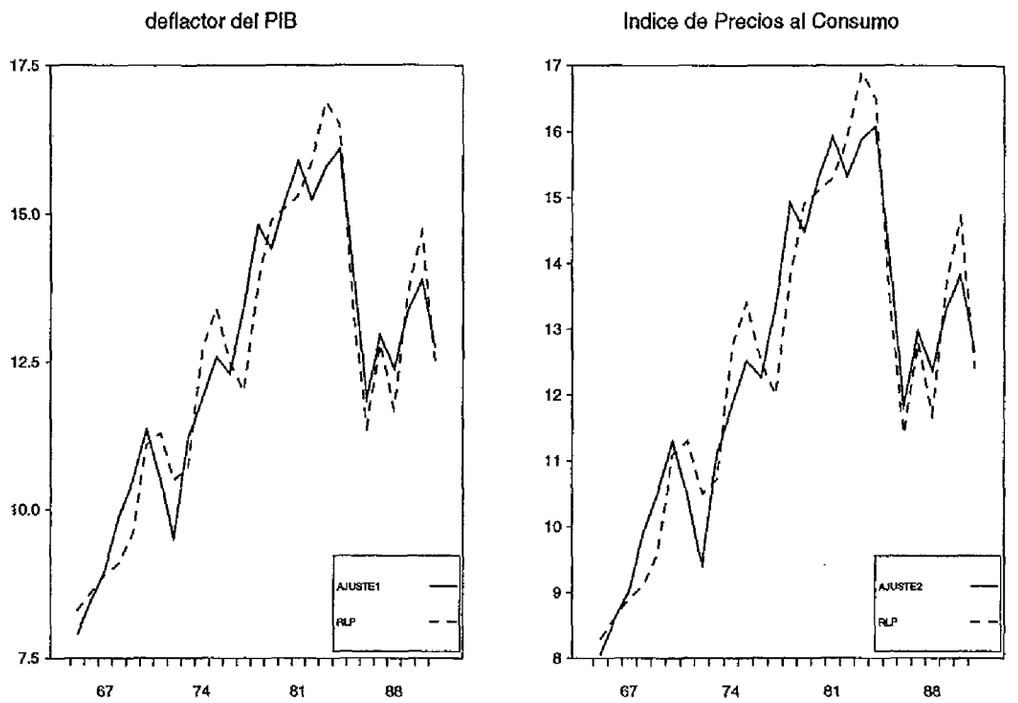


GRAFICO 3
AJUSTE DE LA ECUACION [13]



El coeficiente asociado a la inflación esperada es positivo y recoge la importancia de las expectativas de los agentes sobre la evolución futura de los precios. Para el caso español es clara la desviación del efecto Fisher del caso extremo, dado que su valor se aleja claramente de la unidad (0,37), lo que implica que los tipos de interés nominales no se ajustan totalmente a la inflación en el largo plazo. Estos resultados confirman la necesidad de no imponer a priori un coeficiente igual a uno, error que se ha cometido en otros estudios previos a nivel internacional. En definitiva, un aumento de un 1% en las expectativas de inflación presionan al alza al tipo de interés nominal de equilibrio en un 0,37%.

El coeficiente que mide la relación entre los tipos de interés a largo y a corto plazo es también positivo y destaca la importancia de tener en cuenta la teoría de la estructura temporal de los tipos de interés. Ello nos permite introducir indirectamente los cambios de la política monetaria que afectan a los movimientos de los tipos de interés nominales en el largo plazo. De acuerdo con el coeficiente estimado, un aumento de 100 puntos básicos en el tipo de interés real a corto plazo incrementan en 15 puntos básicos el tipo de interés nominal a largo plazo de equilibrio.

Por lo que respecta al déficit público, los resultados confirman un signo positivo del coeficiente asociado. Se ha estimado que un aumento del 1% en la participación del déficit público bruto de intereses en el PIB

nominal, provoca un crecimiento de 51 puntos básicos en el tipo de interés nominal de equilibrio. Por último, este coeficiente está muy próximo al valor medio estimado por Nunes-Correia y Stemitsiotis (1993) para ciertos países de la OCDE.

4.3. Una explicación de la evolución a largo plazo de los tipos de interés nominales

El Cuadro 5 muestra que el sencillo modelo de determinación de los tipos de interés nominales dado por la expresión [13] explica la práctica totalidad del aumento de los mismos entre los dos subperíodos considerados, recogiendo tan sólo una parte no explicada de 0,14 y 0,20 puntos para los dos casos analizados. En el Cuadro 5 se presenta el cambio habido en cada variable explicativa de «largo plazo», al pasar de un subperíodo al siguiente, dentro de los dos en que se ha subdividido la muestra. La tasa de inflación esperada aumentó 2,64 puntos por término medio en el período 1974-93 respecto a 1964-73. El déficit público en proporción del PIB creció 3,74 puntos al pasar del primer subperíodo al segundo, mientras que los tipos de interés reales a corto plazo crecieron en término medio 6,18 puntos del segundo al primer subperíodo.

Utilizando la ecuación de largo plazo del análisis de cointegración (expresión [13]) se puede calcular la contribución, ex-post, de cada variable explicativa a la senda temporal de crecimiento de los tipos de interés nominales españoles. Tal y como muestran las cifras del Cuadro 5, el aumento de la tasa de inflación esperada llevaría consigo 0,98 (0,97 para el IPC) puntos de aumento de los tipos de interés nominales al pasar del primer al segundo subperíodo, mientras que el crecimiento del déficit público en porcentaje del PIB y de los tipos de interés reales a corto plazo serían responsables de un aumento adicional de los tipos de 1,91 (1,80 para el IPC) y 0,93 (0,99 para el IPC) puntos, respectivamente.

CUADRO 5
DESCOMPOSICION A LARGO PLAZO: CONTRIBUCION DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS AL CRECIMIENTO DE LOS TIPOS DE INTERES NOMINALES
(Variación media de los subperíodos 1964-73 y 1974-93)

	Cambio a largo plazo observado	Contribución de las variables explicativas al crecimiento de los tipos de interés nominales
Caso A: deflactor del PIB, $\pi 1_t^e$		
Tasa de inflación esperada	2,64	0,98
Déficit público/PIB	3,74	1,91
Tipos de interés reales a corto plazo	6,18	0,93
Cambio en el tipo de interés nominal de equilibrio (cambio explicado por [13])		3,82
Cambio observado en el tipo de interés nominal		3,96
Resto no explicado		0,14
Caso B: IPC, $\pi 2_t^e$		
Tasa de inflación esperada	2,69	0,97
Déficit público/PIB	3,74	1,80
Tipos de interés reales a corto plazo	6,18	0,99
Cambio en el tipo de interés nominal de equilibrio (cambio explicado por [13])		3,76
Cambio observado en el tipo de interés nominal		3,96
Resto no explicado		0,20

5. CONCLUSIONES

A través de un modelo de fondos prestables de determinación de los tipos de interés y utilizando técnicas econométricas recientes de cointegración, nuestro trabajo ha identificado los determinantes macroeconómicos a largo plazo de los tipos de interés nominales de la economía española. De particular interés era descubrir la importancia de la inflación esperada en el modelo y la relación entre déficit públicos y tasas de interés en el largo plazo.

El enfoque propuesto tiene varias aportaciones importantes. En primer lugar, combina las características de un modelo de estructura temporal de tipos de interés con el resto de las variables macroeconómicas que influyen en los tipos de interés. En segundo lugar, un aspecto importante ha sido el tratamiento de las expectativas inflacionarias de los agentes económicos. En el trabajo se ha utilizado el filtro de Hodrick-Prescott para generar las series de inflación esperada. Este filtro tiene las propiedades estadísticas necesarias para asegurar que los agentes mantienen expectativas racionales bajo el supuesto de precios rígidos y ajuste lento en la economía, por lo que la estimación tiene en cuenta la información pasada y futura de las tasas de inflación.

En síntesis, la inflación esperada, el déficit público en proporción al PIB y los tipos de interés reales a corto plazo aparecen como los determinantes a largo plazo de los tipos de interés nominales de equilibrio. Sorprendentemente, y en contra de los postulados teóricos propuestos, la tasa de crecimiento real de la economía no entra en la ecuación estimada de equilibrio. No obstante, nuestros resultados confirman la evidencia presentada en contra de estos postulados para otros países industrializados.

De este modo, se ha presentado evidencia empírica que avala la tesis de que el déficit público no es la única variable responsable del fenómeno de «persistencia» de altos tipos de interés nominales en la economía española. De hecho, el crecimiento de los tipos de interés nominales en 3,96 puntos entre el período 1964-73 y 1974-93 es el resultado combinado de tres factores que presionan al alza los tipos en la misma dirección: el crecimiento de la tasa de inflación esperada contribuye positivamente en el aumento de 0,98 puntos (0,97 para el IPC), mientras que el crecimiento del déficit público y de los tipos de interés a corto plazo serían responsables de un aumento adicional de los tipos nominales a largo plazo de 1,91 (1,80 para el IPC) y 0,93 (0,99 para el IPC) puntos, respectivamente. Conviene señalar, sin embargo, que el proceso de endogeneización de la política monetaria sufrido por la economía española desde finales de los años ochenta puede variar parcialmente los resultados hasta ahora presentados, especialmente en el futuro.

El trabajo muestra también la importancia de no imponer a priori en la estimación el cumplimiento del Efecto Fisher «completo», puesto que los resultados indican que aunque los tipos de interés nominales están correlacionados positivamente con la tasa de inflación (esperada), los tipos de interés no se ajustan por completo a los cambios en los precios.

Por último, la relación encontrada entre tipos de interés nominales a largo plazo y déficit públicos indica también que el ahorro privado en la economía española no logra compensar completamente los aumentos en los desequilibrios de las finanzas públicas, por lo que indirectamente se podría rechazar el teorema de equivalencia ricardiana.

Extensiones del presente trabajo deberían contrastar la sólidez de las relaciones de cointegración encontradas relajando los supuestos de economía cerrada y de exogeneidad del déficit público bruto de intereses y, adicionalmente, utilizando posibles descomposiciones de la inflación que incorporen criterios económicos[19].

APENDICE 1. LOS DATOS.

El estudio utiliza datos anuales de la Economía española para el período 1964-1993.

RLP_t: Tipo de interés nominal a largo plazo. Desde 1964 a 1981, medido por el rendimiento interno de las obligaciones industriales (media ponderada). Fuente: Banco de España (1994b), Cuadro 57, columna 13. De 1982 a 1993, medido por el rendimiento interno de la deuda pública del Estado con vencimiento a más de dos años. Fuente: Banco de España (1994b), Cuadro 57, columna 5.

RCP_t: Tipo de interés nominal a corto plazo. Desde 1964 a 1973, tipos de interés de las instituciones crediticias, banca, medida por los depósitos a 1 año a menos de 2. Fuente: Banco de España (1994b), Cuadro 3, columna 9. De 1974 a 1993, tipos de interés del mercado interbancario de depósitos a 1 mes. Banco de España (1994b), Cuadro 1, columna 6.

P_t: Deflactor del Producto Interior Bruto a coste de factores, base 1980. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1991, 1992, 1993, 1994a).

IPC_t: Indice de Precios al Consumo, base 1980. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1991, 1992, 1993, 1994a).

[19] Existen intentos de modelización de la inflación y de descomposición de la misma que incorporan criterios económicos más que estadísticos. Los conceptos de inflación «latente» y «permanente» desarrollados por Quah y Vahey (1993) y aplicados al caso español por Alvarez y Sebastián (1995) constituyen un intento en este sentido, y generan una inflación tendencial para la economía española visualmente distinta de la obtenida en el presente artículo con el HPF.

PIB_t: Producto Interior Bruto a precios de mercado, base 1980. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1991, 1992, 1993, 1994a).

y_t: Producto Interior Bruto en términos reales, base 1980, deflactado por P_t. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1991, 1992, 1993, 1994a).

$CNFPU_t$: Capacidad/Necesidad de financiación de las AA.PP. incluido los intereses de la deuda. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1991, 1992, 1993, 1994a).

g_t: Tasa de crecimiento real de la Economía, $(y_t - y_{t-1})/y_{t-1}$.

def_t: Déficit público bruto de intereses en porcentaje del PIB nominal, $CNFPU_t/PIB_t$.

$\pi 1_t$: Tasa de inflación corriente medida por el deflactor del PIB a precios de mercado, $(P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$.

$\pi 2_t$: Tasa de inflación corriente medida por el Indice de Precios al Consumo, $(IPC_t - IPC_{t-1})/IPC_{t-1}$.

$\pi 1^e_t$: Tasa de inflación esperada medida por el componente de baja frecuencia de la tasa de inflación, $\pi 1_t$, generado por el filtro de Hodrick-Prescott.

$\pi 2^e_t$: Tasa de inflación esperada medida por el componente de baja frecuencia de la tasa de inflación, $\pi 2_t$, generado por el filtro de Hodrick-Prescott.

rcp_t: Tipo de interés real a corto plazo, $RCP_t - \pi 1_t$.

APENDICE 2. EL FILTRO DE HODRICK-PRESCOTT

Hodrick y Prescott (1980) han propuesto un método de descomposición de las series temporales entre un componente tendencial (permanente) y un componente cíclico (transitorio) derivado de la aplicación de un filtro lineal de alisado conocido con el nombre de Whittaker-Henderson tipo A.

En concreto, el filtro de Hodrick-Prescott se obtiene como la solución del problema:

$$\text{Min} \sum_{t=1}^{T} [(y_t - \mu_t)]^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} \left[(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})\right]^2 \qquad [A.2.1]$$

donde μ_t es el componente tendencial e $y_t - \mu_t = c_t$ es el componente cíclico.

El primer término mide el ajuste de c_t sobre y_t, mientras que el segundo indica el grado de alisado de μ_t. El parámetro λ juega un papel crucial en la descomposición de la serie en sus dos componentes.

La condición de primer orden es:

$$y_t = \lambda\,[\mu_{t+2} - 4\,\mu_{t+1} + (6 + \lambda^{-1})\,\mu_t - 4\,\mu_{t-1} + \mu_{t-2}] \qquad [A.2.2]$$

expresión que se puede reescribir utilizando el operador de retardo L en:

$$y_t = \lambda\,[L^{-2} - 4\,L^{-1} + (6 + \lambda^{-1}) - 4\,L + L^2]\,\mu_t =$$
$$= \lambda\,[(1 - L)^2\,(1 - L^{-1})^2 + \lambda^{-1}]\,\mu_t \qquad [A.2.3]$$

En el caso de que una serie infinita de realizaciones de y_t esté disponible, el componente tendencial vendrá dado por la media móvil infinita:

$$\mu_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \alpha_j y_{t-j},\ \alpha_j = \alpha_{-j} \qquad [A.2.4]$$

donde las ponderaciones vienen dadas por:

$$\alpha(L) = \lambda\,[(1\text{-}L)^2\,(1\text{-}L^{-1})^2 + 1]^{-1} \qquad [A.2.5]$$

Harvey y Jaeger (1993) muestran que el filtro [A.2.3] puede ser considerado como la estimación óptima del componente tendencial cuando la serie y_t se genera por el proceso:

$$y_t = \mu_t + n_t \qquad [A.2.6]$$
$$\mu_t = \mu_{t-1} + \psi_{t-1}$$
$$\psi_t = \psi_{t-1} + \xi_t$$
$$n_t \text{ NID } [0,(\sigma_n)^2],\ \xi_t \text{ NID } [(0,(\sigma_\xi)^2],\ \lambda = (\sigma_n)_2/(\sigma_\xi)_2$$

Hodrick y Prescott han propuesto un algorítmo que permite estimar el componente cíclico de una serie a partir de un número finito de observaciones. En notación matricial, la expresión [A.2.1] se transforma en:

$$\min c'_t c_t + \lambda (K\mu_t)' K\mu_t \qquad [A.2.7]$$

$$\text{con } K\mu_t = \begin{vmatrix} 1 & -2 & 1 & 0 & 0 \ldots 0\,0\,0 \\ 0 & 0 & 1 & -2 & 1 \ldots 0\,0\,0 \\ 0 & 0 & 1 & -2 & 1 \ldots 0\,0\,0 \\ & & \ldots & & \ldots \\ & & \ldots & & \ldots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \ldots 1\,-2\,1 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \\ . \\ . \\ \mu_n \end{vmatrix}$$

El parámetro λ recoge la importancia relativa concedida a los dos componentes de la función de pérdida [A.2.1]. Cuanto más alto es lambda, más la descomposición de la serie se hace en detrimento del componente cíclico. Cuanto más bajo sea el valor del parámetro, en mayor medida se ajusta la tendencia a la serie original. La elección a priori de un valor para lambda es, en buena medida, arbitraria. Hodrick y Prescott han sugerido un valor elevado de lambda, y en la práctica recomiendan utilizar el valor de $\lambda = 1600$ para datos de alta frecuencia (trimestrales y mensuales) y 100 para datos anuales. En el presente trabajo, con datos anuales, su interpretación es la de una aproximación a un filtro que eliminara de la serie todos los ciclos de período superior a 8 años.

APENDICE 3. TEST DE RAICES UNITARIAS DE KWIATKOWSKI ET AL. (1992)

Los test de raíces unitarias tipo Dickey-Fuller [Fuller (1976) y Phillips y Perron (1988)] que utilizan la hipótesis nula de raíz unitaria, pueden tener bajo poder contra alternativas de persistencia si la muestra de los datos disponibles no es suficientemente larga [véase Perron (1991)]. Además, DeJong et al. (1992)] muestran en un estudio de Montecarlo que estos test no son capaces de distinguir frecuentemente series con una raíz unitaria frente a series AR(1) con un coeficiente autorregresivo cercano a la unidad. Para solucionar este problema Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) han sugerido un nuevo contraste (en adelante test KPSS) que se basa en la hipótesis nula de estacionariedad frente a la hipótesis alternativa de raíz unitaria, es decir, la inversa de los test tipo Dickey-Fuller.

Los test de Dickey-Fuller (DF) y de Phillips-Perron (PP) se basan en una regresión de la forma siguiente:

$$y_t = \alpha + \rho\, y_{t-1} + \upsilon_t \qquad [A.3.1]$$

donde υ_t se supone estacionario. Kwiatkowski et al. (1992) proponen un contraste de raíz unitaria basado en la descomposición de la serie en la suma de una tendencia determinística, un paseo aleatorio y un término de error estacionario:

$$y_t = \xi_t + r_t + \varepsilon_t \qquad [A.3.2]$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \qquad [A.3.3]$$

con u_t como i.i.d. y ε_t estacionario. El valor inicial del paseo aleatorio se considera fijo, por lo que hace el papel de una constante o la media a la que vuelve la serie. La hipótesis nula de estacionariedad implica que $\sigma_u^2 = 0$ o, lo que es equivalente, que $\sigma_r^2 = 0$.

En realidad el test KPSS es un caso particular de un coeficiente aleatorio del modelo:

$$y_t = \xi + x_t\beta_t + \varepsilon_t \qquad [A.3.4]$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + u_t \qquad [A.3.5]$$

en el que imponiendo las condiciones $x_t = 1$ y $\beta_t = r_t$, la ecuación [A.3.4] queda reducida a la expresión [A.3.2]. Ello significa que contrastar la hipótesis nula de estacionariedad contra la alternativa de raíz unitaria es equivalente a contrastar la nula de un modelo de coeficiente constante contra la alternativa de un modelo de coeficiente aleatorio.

El test KPSS utiliza un contraste del tipo del multiplicador de Lagrange:

$$LM_{KPSS} = \frac{\sum_{t=1}^{T} S_t^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \qquad [A.3.6]$$

donde:

$$S_t = \sum_{i=1}^{t} e_i \qquad [A.3.7]$$

siendo e_t los residuos de la regresión de y_t sobre una constante y una tendencia (test η_τ) o respecto a una constante sin tendencia (test η_μ), $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ es la estimación de la varianza residual de estas dos regresiones (suma de los cuadrados de los residuos dividido por T-1) y T es el tamaño de la muestra. La distribución de ambos estadísticos no es estándar y los valores críticos apropiados se encuentran disponibles en la tabla 1 de Kwiatkowski et al. (1992).

Por último, Kwiatkowski et al. (1992) extienden estos dos contrastes de estacionariedad al caso en el que ε_t presenta autocorrelación y problemas de heterocedasticidad. Bajo este supuesto es necesario reemplazar en la expresión [A.3.6] el denominador por el estimador de la varianza de largo plazo de ε_t, s^2 (k), según el procedimiento recomendado en Newey y West (1987), lo que lleva a los estadísticos $\hat{\eta}_\tau$ y $\hat{\eta}_\mu$ ya mencionados:

$$\hat{\eta} = \frac{T^{-2} \sum_{t=1}^{T} S_t^2}{s^2(k)} \qquad [A.3.8]$$

donde k es igual al número de retardos y T^{-2} es el factor utilizado para normalizar el numerador.

APENDICE 4. MÉTODO DE ESTIMACION DE LA RELACION DE COINTEGRACION DE PHILLIPS Y HANSEN (1990) Y HANSEN (1992)

En este procedimiento se aplican correcciones semiparámetricas que corrigen los sesgos de endogeneidad y la presencia de correlación serial de la estimación de cointegración por MCO. La ventaja de la utilización de los estimadores de Phillips y Hansen (1990) es que éstos pueden ser usados para realizar inferencia estadística debido a que se distribuyen como una normal. En el método de estimación de cointegración sugerido en Phillips y Hansen (1992) y en Hansen (1992), se considera

la variable y_t y un conjunto de variables representadas en el vector x_t, las cuales están cointegradas y cuya relación de cointegración viene representada por la expresión siguiente:

$$y_t = \delta x_t + \varepsilon_t \qquad [A.4.1]$$

donde $t = 1,\ldots,T$

$$x_t = (x'_{1t}, x'_{2t})'$$
$$x_{1t} = 1$$
$$x_{2t} = x_{2t-1} + \tau_t \qquad [A.4.2]$$

Por otra parte, se define $\{u_t\}$ como la secuencia del término de los errores por el vector $u'_t = (\varepsilon'_t, \tau'_t)$ y las matrices asociadas siguientes:

$$\Omega = \lim_{T \to \infty} (1/T) \sum_{t=1}^{T} \sum_{j=1}^{T} E(u_j u'_t) \qquad [A.4.3]$$

$$\wedge = \lim_{T \to \infty} (1/T) \sum_{t=1}^{T} \sum_{j=1}^{t} E(u_j u'_t) \qquad [A.4.4]$$

Las matrices Ω (o matriz de covarianzas a largo plazo) y $\wedge$ son particionadas en función de u_t:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \Omega_{\varepsilon\varepsilon} & \Omega_{\varepsilon\tau} \\ \Omega_{\tau\varepsilon} & \Omega_{\tau\tau} \end{bmatrix} \; ; \wedge = \begin{bmatrix} \wedge_{\varepsilon\varepsilon} & \wedge_{\varepsilon\tau} \\ \wedge_{\tau\varepsilon} & \wedge_{\tau\tau} \end{bmatrix} \qquad [A.4.5]$$

La primera etapa de la estimación de la regresión de cointegración de [A.4.1] consiste en aplicar MCO a esta expresión con el objetivo de obtener los residuos de la misma, $\hat{\varepsilon}_t$. En segundo lugar, se estima la expresión [A.4.2] en diferencias aplicando MCO, obteniéndose los residuos $\hat{\tau}_t$. En este caso, la secuencia de los términos de los errores será:

$$\hat{u}_t = (\hat{\varepsilon}_t , \Delta x'_t) \qquad [A.4.6]$$

Dado que los residuos de cointegración $\hat{\varepsilon}_t$ tienen a menudo problemas de autocorrelación, Hansen (1992) sugiere, siguiendo a Andrews y Monahan (1992), *pre-blanquear* los residuos $\hat{u}_t$ mediante un VAR (1) con

el objetivo de obtener los residuos blanqueados de $\hat{\varepsilon}_t$[20]. De este modo, las matrices de covarianzas son estimadas a través de regresión espectral mediante la forma:

$$\hat{\Omega}_{\varepsilon} = \sum_{s=-T}^{T} \omega(s)\, 1/T \sum_{t=s+1}^{T} \hat{\varepsilon}_{t-s}\, \hat{\varepsilon}'_t \qquad [A.4.7]$$

$$\hat{\Lambda}_{\varepsilon} = \sum_{s=1}^{T} \omega(s)\, 1/T \sum_{t=s+1}^{T} \hat{\varepsilon}_{t-s}\, \hat{\varepsilon}'_t \qquad [A.4.8]$$

donde $\omega(.)$ es el retardo de la ventana utilizada en la función de densidad espectral.

Posteriormente, la función de covarianzas de los parámetros estimados se obtiene recoloreando las matrices de covarianzas originales:

$$\hat{\Omega}_{\varepsilon.\tau} = \hat{\Omega}_{\varepsilon\tau} - \hat{\Omega}_{\varepsilon\tau}\, \hat{\Omega}^{-1}_{\tau\tau}\, \hat{\Omega}_{\tau\varepsilon} \qquad [A.4.9]$$

$$\hat{\Lambda}^{+}_{\tau\varepsilon} = \hat{\Lambda}_{\tau\varepsilon} - \hat{\Lambda}_{\tau\tau}\, \hat{\Omega}^{-1}_{\tau\tau}\, \hat{\Omega}_{\tau\varepsilon} \qquad [A.4.10]$$

donde $\hat{\Omega}_{\varepsilon.\tau}$ representa la matriz de varianzas a largo plazo de ε_t condicionada a τ_t, y $\hat{\Lambda}^{+}_{\tau\varepsilon}$ recoge el sesgo en la estimación debido a la endogeneidad de los regresores después de haber aplicado la corrección semiparamétrica de Phillips y Hansen (1990).

Por otra parte, la estimación del parámetro δ de la expresión [A.4.1] es consistente o superconsistente pero está sesgada en muestras finitas. Por este motivo, Hansen (1992) propone el cálculo de un estimador de δ según el método propuesto en Phillips y Hansen (1990):

$$\hat{\delta}^{+} = \left[\sum_{t=1}^{T} [y^{+}_t x'_t - \hat{\Lambda}^{+'}_{\tau\varepsilon})] \right] \left[\sum_{t=1}^{T} x_t x'_t \right]^{-1} \qquad [A.4.11]$$

donde $y^{+}_t = y_t - \hat{\Omega}_{\varepsilon\tau}\, \hat{\Omega}^{-1}_{\tau\tau}\, \Delta x_t$, y los correspondientes residuos asociados son $\hat{\varepsilon}^{+}_t = y^{+}_t - \hat{\delta}^{+} x_t$.

---

[20] En primer lugar, se estima un VAR para obtener los residuos $\hat{u}_t = \hat{\phi}\, \hat{u}_{t-1} = \hat{\varepsilon}_t$. En segundo lugar, un estimador de la función de densidad espectral («kernel estimator») se aplica para blanquear los residuos $\hat{\varepsilon}_t$.

REFERENCIAS

Allen, S. (1990), «The effect of federal deficits and debt on the tax-ajusted, short-term, real interest rate», *Economic Letters* 34, pp. 169-173.

Allen, S. (1991), «Government borrowing and tax-ajusted real and nominal interest rates», *Applied Economics* 23, pp. 31-39.

Alvarez, L. J. y M. Sebastián (1995), «La inflación latente en España: una perspectiva macroeconómica», *Documento de Trabajo*, núm. 9521, Banco de España.

Andrews, D. W. K. (1991), «Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation», *Econometrica* 59, pp. 817-858.

Andrews, D. W. K. y J. C. Monahan (1992), «An Improved Heteroskedascity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator», *Econometrica* 60, pp. 953-966.

Ballabriga, F. C. y M. Sebastián (1993), «Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿existe evidencia de causalidad?», *Revista Española de Economía*, Vol. 10, núm. 2, pp. 283-306.

Banco de España (1991), *Cuentas Financieras de la Economía Española (1981-1990)*, Madrid.

Banco de España (1992), *Cuentas Financieras de la Economía Española (1982-1991)*, Madrid.

Banco de España (1993), *Cuentas Financieras de la Economía Española (1983-1992)*, Madrid.

Banco de España (1994a), *Cuentas Financieras de la Economía Española (1984-1993)*, Madrid.

Banco de España (1994b), *Boletín Económico*, Series históricas en cinta magnética, septiembre.

Banco de España (1994c), *Annual Report* 1993, pp. 117-123.

Banco de España (1994d), «Monetary Policy in 1994», *Economic Bulletin*, January, pp. 49-54.

Barro, R. J. y X. Sala-i-Martin (1991), «World Real Interest Rates», *N.B.E.R. Macroeconomics Annual 1990*, No. 5, pp. 15-61.

Barth, J. R., Iden, G. y F. S. Russek (1985), «Federal borrowing and short term interest: a comment», *Southern Economic Journal* 52, pp. 554-559.

Berheim,E.D. (1987), «Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence», *NBER Macroeconomics Annual*, No. 2, pp. 263-304.

Camarero, M., Esteve, V. y C. R. Tamarit (1993), «Activos de caja y endogeneidad de la oferta monetaria en España», *Revista de Economía Aplicada*, Vol. I, núm. 3, pp. 119-137.

Camarero, M., Esteve, V. y C. R. Tamarit (1994), «Ausencia de señoreaje y solvencia del gobierno ante la U.E.M.: puede España cumplir ambas condiciones?», *Revista de Análisis Económico*, Vol. 9, núm. 2, noviembre, ILADES/Georgetown University, Chile, pp. 3-24.

Cebula, R. J., Bates, K.; Marks, L. y A. Roth (1988), «Financial-Market Effects of Federal Governement Budget Deficits», *Weltwirtschaftliches Archiv 4*, pp. 729-733.

DeJong, D. N. J., Nankervis, J. C., Savin, N. E. y C. H. Whiteman (1992), «Integration versus trend stationary in time series», *Econometrica* 60, pp. 423-433.

Echols, M. E. y J. W. Elliot (1976), «Rational Expectations in a Disequilibrium Model of the Term Structure», *American Economic Review* 66, pp. 28-44.

Engle, R. F. y C. W. Granger, (1987), «Cointegration and error correction: representation, estimation and testing», *Econometrica* 55, pp. 251-276.

Esteve, V., Fernández, J. I. y C. R. Tamarit (1993), «La Restricción Presupuestaria Intertemporal del Gobierno y el déficit público en España», *Investigaciones Económicas*, Vol. XVII, núm. 1, enero, pp. 119-142.

Esteve, V. y C. R. Tamarit (1994), «Determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo en la economía española», *Revista de Economía Aplicada*, Vol II, núm. 5, pp. 27-50.

Evans, P. (1985), «Do Large Deficits Produce High Interest Rates?», *American Economic Review* 75, pp. 68-87.

Evans, P. (1987a), «Interest rate and expected future deficits in the US», *Journal of Political Economy* 95, pp. 34-58.

Evans,P. (1987b), «Do Budget Deficits Raise Nominal Interest Rates? Evidence from Six Countries», *Journal of Monetary Economics* 20, pp. 281-300.

Frenkel, J. A. y A. Razin (1992), *Fiscal policy and the world economy,* MIT Press, second edition.

Fuller, W. A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series,* John Wiley & Sons, New York.

Hallman, J. J., Porter, R. D. y D. H. Small (1991), «Is the Price level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?», *American Economic Review* 81, pp. 841-858.

Hansen, B. E. (1992), «Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes», *Journal of Business & Economic Statistics* 10, pp. 321-335.

Harvey, A. C. y A. Jaeger (1993), «Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle», *Journal of Applied Econometrics* 59, pp. 377-389.

Haug, A. A. (1992), «Critical Values for the $\hat{Z}_{\alpha}$-Phillips-Ouliaris Test for Cointegration», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, pp. 473-480.

Hodrick,R. y E. Prescott (1980), «Post-war U.S. business cycles: An empirical investigation», *Working paper,* Carnegie-Mellon University, Pittsburgh.

Hoelscher,G. (1983), «Federal Borrowing and Short Term Interest Rates», *Southern Economic Journal* 50, pp. 319-333.

Hoelscher,G. (1986), «New Evidence on Deficits and Interest Rates», *Journal of Money, Credit and Banking,* Vol. XVIII, pp. 1-17.

Hutchison, M. M. y D. H. Pyle (1984), «The Real Interest Rate/Budget Deficit Link: International Evidence, 1973-82», *Economic Review,* Federal Reserve Bank of San Francisco, Fall, No. 4, pp. 26-35.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. y Y. Shin (1992), «Testing the null of stationary against the alternative of a unit root», *Journal of Econometrics* 54, pp. 159-178.

King, R. G. y S. T. Rebelo (1993), «Low frequency filtering and real business cycles», *Journal of Economic Dynamics and Control* 17, pp. 207-231.

Makin, J. H. (1983), «Real Interest, Money Surprises, Anticipated Inflation and Fiscal Deficits», *Review of Economics and Statistics,* August, pp. 374-384.

Mascaro, A. y A. Meltzer (1983), «Long- and Short-Term Interest Rates in a Risky World», *Journal of Monetary Economics,* November, pp. 485-518.

Mauleón,I. (1987), «Determinantes y perspectivas de los tipos de interés», *Papeles de Economía Española,* núm. 32, pp. 79-92.

Mauleón, I. y J. Pérez (1984), «Interest rates determinants and consequences for macroeconomic perfomance in Spain», *Documento de Trabajo,* núm. 8420, Banco de España.

Mehra, Y. P. (1992), «Déficits and long-term interest rates: an empirical note», *Working Paper,* No. 92-2, Federal Reserve Bank of Richmond.

Mehra, Y. P. (1994), «An error-correction model of the long-term bond rate», *Economic Quarterly,* Federal Reserve Bank of Richmond, Fall, pp. 49-68.

Mishkin, F. S. (1984), «The Real Interest Rate: A Multi-Country Empirical Study», *Canadian Journal of Economics* 17, pp. 283-311.

Mishkin, F. S. (1991), «Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship Between Inflation and Interest Rates», *NBER Working Paper,* No. 3632.

Molinas, C., Sebastián, M. y A. Zabalza (eds.), (1991), *La economía española: una perspectiva macroeconómica,* Antonio Bosh Editores e Instituto de Estudios Fiscales.

Mussa, M. (1981), «Sticky Prices and Disequilibrium Adjustement in a Rational Model of the Inflationary Process», *American Economic Review* 71, pp. 1020-1027.

Newey, W. K. y K. D. West (1987), «A simple, positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix», *Econometrica* 55, pp. 703-708.

Nunes-Correia, J. y L. Stemitsiotis (1993), «Budget Deficit and Interest Rates: Is there a Link?», *Economic Papers*, No. 105, Commission of the European Communities, november.

Perron, P. (1991), «Test Consistency with Varying Sampling Frequency», *Economic Theory* 7, pp. 341-368.

Phillips, P. C. B. y B. E. Hansen (1990), «Statistical Inference in Instrumental Variable Regression with I(1) Processes», *Review of Economic Studies* 57, pp. 99-125.

Phillips, P. C. B. y S. Ouliaris (1990), «Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration», *Econometrica* 58, pp. 165-193.

Phillips, P. C. B. y P. Perron (1988), «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika* 75, pp. 335-346.

Plosser, C. I. (1982), «Government Financing Decisions and Asset Returns», *Journal of Monetary Economics* 9, pp. 325-352.

Plosser, C. I. (1987), «Fiscal Policy and the Term Structure», *Journal of Monetary Economics* 20, pp. 343-367.

Quah, D. y S. Vahey (1993), «Measuring Underlying Inflation», *manuscrito*, Bank of England.

Raymond, J. L. y J. Palet (1989), «Factores determinantes de los tipos reales de interés en España: el papel del "déficit esperado" del sector público», Documentos de Trabajo, núm. 50, Fundación F.I.E.S., Madrid.

Reichenstein, W. y J. W. Elliott (1987), «A Comparison of Models of Long-Term Inflationary Expectations», *Journal of Monetary Economics* 19, pp. 405-425.

Sargent, T. J. (1969), «Commodity Price Expectations and the Interest Rate», *Quarterly Journal of Economics* 83, pp. 127-140.

Seater, J. (1993), «Ricardian Equivalence», *Journal of Economic Literature* XXXI, March, pp. 142-190.

Shin, Y. (1994), «A Residual-Based Test of Null of Cointegration Against the Alternative of No Cointegration», *Econometric Theory* 10, pp. 91-115.

Spiro, P. S. (1990), «The Effect of Government Debt on Short-term Real Interest Rates: Comment on Findlay», *International Monetary Fund Staff Papers* 37, No. 4, pp. 881-891.

Stock, J. H. y M. W. Watson (1993), «A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated Systems», *Econometrica* 61, pp. 783-820.

Tanzi, V. (1985), «Fiscal Deficits and Interest Rates in the United States: An Empirical Analysis, 1960-84», *International Monetary Fund Staff Papers* 32, pp. 551-576.

Tease, W., Dean, A., Elmeskov, J. y P. Hoeller (1991), «Real Interest Rate Trends: The Influence of Saving, Investment and other Factors», *OECD Economic Studies* No. 17, pp. 107-144.

Vega, J. L. (1994), «Is the ALP long-run demand function stable?», *Economic Bulletin*, Banco de España, October, pp. 51-53.

ABSTRACT

This paper examines whether long-term nominal interest rates are cointegrated with budget deficits over the period 1964-1993 whith annual data. The empirical results show that nominal interest rates are cointegrated with deficits if a proxy for long-term expected inflation is included in the long-term equation. The Hodrick-Prescott filter is used to model the expected inflation.

Capital humano y crecimiento: un panorama de la evidencia empírica y algunos resultados para la OCDE*

ANGEL DE LA FUENTE
Instituto de Análisis Económico, CSIC

JOSÉ MARÍA DA ROCHA
Universidad de Vigo

1. INTRODUCCION

La teoría del crecimiento otorga a la inversión en capital humano un lugar preferente entre las fuentes del crecimiento de la renta. En esta literatura la educación aparece como uno de los componentes más importantes de la inversión y uno de los determinantes centrales de la productividad de la fuerza laboral. El control de la oferta educativa se considera, por consiguiente, uno de los instrumentos más directos de los que disponen los gobiernos para incidir sobre el proceso de desarrollo.

El objetivo de este trabajo es el de examinar hasta qué punto la evidencia empírica disponible es consistente con la hipótesis de que la contribución de la educación al crecimento económico es sustancial. El artículo está organizado en dos partes bien diferenciadas. La primera de ellas es un panorama selectivo de la literatura empírica sobre el tema. Tras algunas consideraciones teóricas, discutimos brevemente una serie de estudios en los que se construyen diversos indicadores del *stock* de capital humano para repasar a continuación algunos de los trabajos más significativos sobre la relación entre capital humano y productividad.

La segunda parte del trabajo ofrece algunos resultados adicionales

* El punto de partida de este trabajo ha sido un estudio realizado dentro del proyecto «Crecimiento y convergencia regional en España y en Europa,» financiado por el Fondo Europeo de Desarrollo Regional. La ampliación de este estudio ha sido posible gracias a la ayuda financiera de la Generalitat de Catalunya (CIRIT, CS93-9.903) y la Fundación COTEC. Agradecemos los comentarios y sugerencias de Ramon Caminal, Xavier Vives y dos evaluadores anónimos de esta revista, así como la ayuda de Juan Antonio Duro.

basados en nuestro propio análisis del problema. Como punto de partida, desarrollamos diversas extensiones del modelo propuesto por Mankiw, Romer y Weil (1992) en las que la tasa de progreso técnico es una función del nivel educativo de la población y otras variables. Partiendo del modelo teórico, se obtienen distintas *ecuaciones de convergencia* que se estiman con datos de panel para una muestra de 21 países de la OCDE.

Nuestra lectura de la literatura es moderadamente optimista. Aunque los resultados existentes no son tan nítidos ni tan robustos como sería desable —en parte, probablemente, debido a las limitaciones de los datos disponibles— la evidencia en su conjunto es consistente con la hipótesis de que el nivel de formación de la fuerza laboral es un determinante importante de su productividad y su capacidad para absorver el progreso tecnológico.

Si aceptamos esta conclusión, la política educativa ha de jugar un papel clave en la estrategia de desarrollo. En el caso de nuestro país, en concreto, una mayor atención al sistema educativo podría contribuir apreciablemente a la tan ansiada convergencia real con los países de nuestro entorno. En el Apéndice a este trabajo comparamos la situación educativa de España con la de otros países industriales, buscando identificar posibles deficiencias. Aunque el esfuerzo realizado en los últimos años se ha traducido en una tendencia clara hacia la reducción de la importante desventaja de la que partíamos, nuestro análisis identifica dos áreas en las que es necesario un esfuerzo adicional para equiparar nuestro sistema educativo al de los países más avanzados: una mayor atención a la formación técnica y profesional que permita adecuar la composición de la oferta educativa a las necesidades del mercado de trabajo, y un aumento de los recursos disponibles para asegurar la calidad de la formación.

2. UN PANORAMA DE LA EVIDENCIA EMPIRICA

El interés de los estudiosos del crecimiento por la educación se remonta al menos a los trabajos de T. Schultz (1960, 1961). Este autor documenta la importancia cuantitativa de la inversión en capital humano y ofrece las primeras estimaciones de su contribución al crecimiento económico. En años posteriores, el trabajo de Denison (1962a,b) y otros

«contables del crecimiento» proporcionó evidencia adicional sobre la importancia de la educación para el desarrollo e inspiró a los teóricos a incorporar el capital humano en los modelos formales de crecimiento. El primer intento en esta dirección es un trabajo de Uzawa (1965), quien añade un sector educativo al modelo de crecimiento óptimo de Cass (1965) y Koopmans (1965). En años recientes el tema ha vuelto a resurgir con los trabajos de Lucas (1988), Azariadis y Drazen (1990) y muchos otros autores.

En la literatura de crecimiento el capital humano aparece como un factor de producción reproducible, en principio no muy distinto conceptualmente del capital físico. Esta similitud se extiende también a los determinantes del ritmo de acumulación de ambos factores que se analiza como el resultado de las decisiones de inversión de individuos racionales. En el caso de la educación se parte de la hipótesis de que los individuos ven ésta como una inversión más y toman decisiones en base a los costes (directos e implícitos) y los beneficios pecuniarios (aumento de ingresos futuros) y de consumo directo que comporta la escolarización.

La rentabilidad privada de la inversión en capital humano refleja, al menos en parte, la contribución de este factor al incremento de la productividad. En la medida en que la educación incrementa la capacidad de los individuos para procesar información y tomar decisiones, contribuye también a aumentar su productividad y su capacidad de aprendizaje. Una forma sencilla de incorporar este efecto dentro del marco tradicional de la teoría de la producción consiste en suponer que el nivel de formación de la mano de obra entra como un argumento más en la función de producción agregada, de la misma forma que el capital físico y el tiempo de trabajo «bruto.»

Nelson y Phelps (1969) y Welch (1970) entre otros autores sostienen que este enfoque no captura bien algunos aspectos importantes de la relación entre educación y productividad y proponen un segundo enfoque más dinámico que se centra en la interacción entre educación y progreso técnico. En la opinión de estos autores, la flexibilidad y facilidad de aprendizaje que proporciona una buena formación son determinantes importantes de la capacidad de los trabajadores para adaptarse al cambio tecnológico. La mano de obra educada es por tanto un *input* importante no sólo para la innovación per se, sino también para la difusión y adopción de nuevas tecnologías. Y a la inversa, el diferencial de salarios a favor de los trabajadores más educados y flexibles, y por tanto

el incentivo a invertir en educación, tenderá a aumentar con el ritmo de progreso técnico.[1, 2]

En conclusión, la teoría económica identifica al menos dos posibles conexiones entre la acumulación de capital humano y el crecimiento de la renta per cápita. Si el capital humano entra en la función de producción agregada de la misma forma que otros factores («efecto de nivel»), el crecimiento del producto es en parte fruto de su acumulación y, por lo tanto, el incremento del *stock* educativo deberá entrar con signo positivo en una regresión de contabilidad del crecimiento en la que la variable dependiente es la tasa de crecimiento del producto. En la medida en que, además, el nivel medio de formación de la mano de obra facilita la adopción de nuevas tecnologías o constituye un *input* importante para la innovación, cabría esperar una relación positiva entre el *stock* de capital humano por trabajador y el crecimiento de la productividad («efecto de tasa»).[3]

Tras discutir brevemente la construcción de algunos indicadores de stocks y flujos de capital humano, el resto de esta sección repasa algunos trabajos que han intentado contrastar las dos hipótesis que acabamos de apuntar. En términos generales, parece existir evidencia de que el nivel medio de formación incide positivamente sobre la tasa de crecimiento de la renta, lo que induce a pensar que el canal tecnológico es crucial para entender la relación entre educación y productividad. Existe también alguna evidencia, aunque menos concluyente, de la existencia de efectos de nivel.

2.1. *Indicadores de capital humano*

Casi todos los gobiernos ofrecen información sobre diversos aspectos del sistema educativo y el nivel de formación de la población en anuarios especializados, censos y otras publicaciones. Diversas organi-

[1] Welch (1970) ofrece evidencia consistente con esta hipótesis. Utilizando datos sobre los ingresos de granjeros americanos, este autor encuentra que el diferencial favorable a los individuos con educación universitaria depende (además del ratio entre personal cualificado y no cualificado) del ritmo de cambio tecnológico medido por el gasto en I+D.

[2] Romer (1989) esboza un modelo de crecimiento con I+D en el que el capital humano juega un papel importante como un *input* central para la innovación. Basándose en este modelo, este autor sugiere que el nivel de formación podría ser una buena *proxy* para el ritmo de progreso técnico ya que los países con una población más educada tenderán a hacer más investigación.

[3] Por supuesto, si el *stock* de capital humano tiene un efecto positivo sobre la tasa de crecimiento de la productividad, a largo plazo los países más educados tendrán también niveles más altos de renta. Sin embargo, este proceso conlleva un retardo que no existe cuando se trata de efectos de nivel.

zaciones internacionales recopilan esta información y elaboran estadísticas comparativas que resultan de gran utilidad por su fácil acceso y (relativamente) elevado grado de comparabilidad. La UNESCO, en particular, ofrece desde hace tiempo en sus *Anuarios Estadísticos* series anuales razonablemente completas de tasas de escolarización por niveles educativos para un gran número de países.

Estos indicadores han servido de base para un buen número de estudios empíricos que analizan la relación entre educación y productividad. En muchos casos esta elección se ha debido más a la disponibilidad y amplia cobertura temporal y geográfica de estas series que a su idoneidad teórica. La tasa de escolarización podría ser una *proxy* aceptable, aunque imperfecta, del flujo de inversión educativa. Sin embargo, esta variable no es necesariamente un buen indicador del *stock* medio de capital humano de la población (que es a menudo la variable de mayor interés teórico), ya que éste responde a los flujos inversores de forma gradual y con un retardo muy considerable.

Con el fin de remediar esta deficiencia, algunos investigadores han elaborado bases de datos que intentan medir de manera más directa el *stock* educativo de la población adulta o la fuerza laboral en el mayor número posible de países. Uno de los primeros intentos en esta dirección es el trabajo de Psacharopoulos y Arriagada (1986), donde se ofrecen datos sobre la composición por niveles de estudio de la fuerza laboral y el promedio de años de escolarización para una muestra de 99 países a partir de censos nacionales y otras fuentes. En la mayor parte de los casos, sin embargo, Psacharopoulos y Arriagada ofrecen tan sólo una observación por país, lo que limita la utilidad de esta fuente para el análisis estadístico.

Algunos trabajos más recientes ofrecen una mayor cobertura temporal y permiten por tanto un análisis más detallado. Estos estudios combinan las estimaciones existentes de *stocks* de capital humano (obtenidas de compilaciones de censos y encuestas nacionales) con los datos de escolarización para construir series temporales de años medios de escolarización y estructura educativa de la población. Kyriacou (1991) estima los años medios de educación en la fuerza laboral (H) en una muestra de 111 países a intervalos de cinco años entre 1965 y 1985 utilizando las tasas de escolarización de UNESCO junto con la información sobre niveles medios de educación recogida por Psacharopoulos y Arriagada (1986). Con estos datos, se estima una relación entre H y las tasas retardades de escolarización que luego se utiliza para construir un estimador de H para otros años y países.

El procedimiento utilizado por Kyriacou es válido únicamente si la relación entre *stocks* de capital humano y flujos educativos retardados es estable en el tiempo y en el espacio. Un procedimiento en principio superior es el seguido por Barro y Lee (BL, 1993). Estos autores construyen indicadores de educación a partir de datos similares a los empleados por Kyriacou utilizando un método de inventario permanente que utiliza la información disponible sobre flujos de escolarización y (en alguna medida) la composición por edades de la población. Esta base de datos contiene observaciones para 129 países y cubre el período 1960-85 a intervalos quinquenales. Además de los años medios de educación de la población mayor de 25 años, Barro y Lee suministran información sobre la fracción de la población masculina y femenina que ha alcanzado cada nivel educativo.

Aunque la metodología empleada en este último trabajo (y otros recientes) es, en principio, muy razonable hay que resaltar que prácticamente todas las bases de datos existentes sobre *stocks* y flujos de capital humano, incluyendo las series de escolarización de UNESCO, presentan anomalías que, en alguna medida, hacen dudar de su fiabilidad.[4] En concreto, algunos países presentan niveles de educación que no resultan muy plausibles y en otros se observan saltos desmesurados en el espacio de un quinquenio, sobre todo en lo que concierne a la educación secundaria. Una posible explicación es que las estadísticas de base utilizadas en estos estudios no son consistentes, ni en el tiempo ni entre países, en su tratamiento de la formación técnica y profesional y recogen unas veces el número de personas que ha comenzado un cierto nivel de estudios y otras el número que los ha completado. Un segundo motivo de preocupación es que las diversas fuentes no siempre ofrecen una imagen consistente de la posición relativa de distintos países. Si bien las distintas estimaciones coinciden en términos generales cuando se realizan comparaciones entre grandes grupos de países (p. ej. la OCDE vs. países menos desarrollados divididos por áreas geográficas), las discrepancias entre ellas son notables cuando nos centramos en el grupo de los países industrializados.

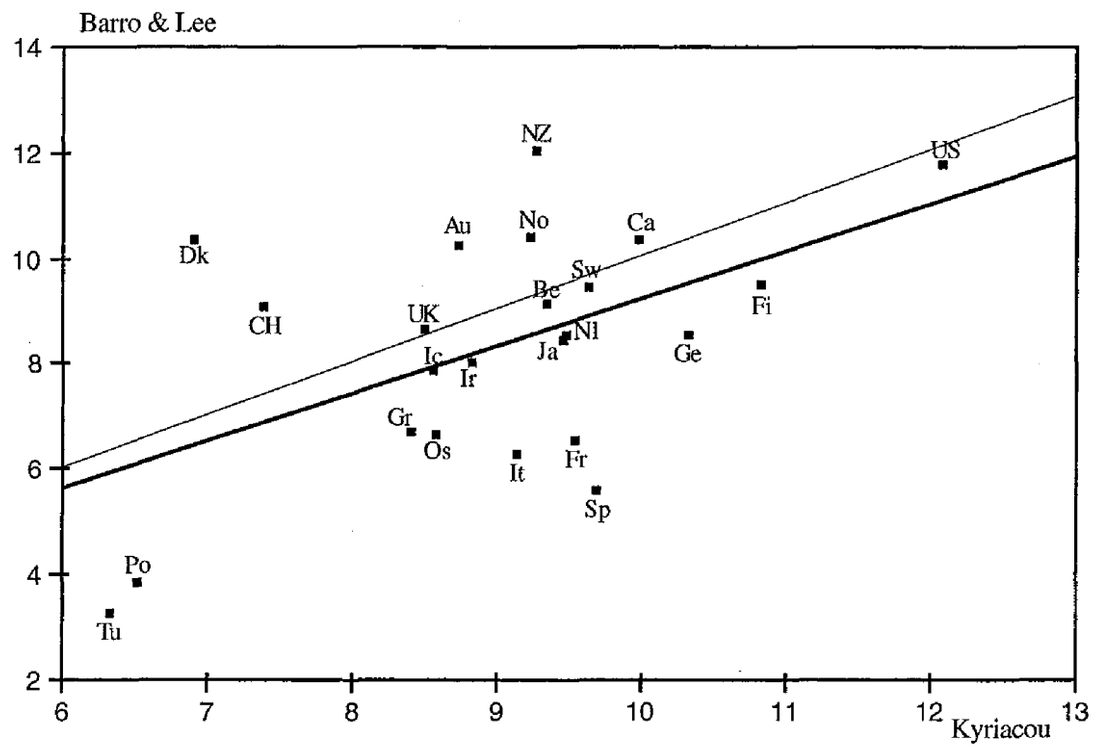
Los Gráficos 1 y 2 ilustran estos problemas. El primero de ellos compara las estimaciones de años medios de educación en los países de la

[4] Lau, Jamison y Louat (1991), Lau, Bhalla y Louat (1991) y Nehru, Swanson y Dubey (1995) también construyen series temporales de indicadores de capital humano siguiendo un procedimiento similar en algunos aspectos al empleado por Barro y Lee. Aunque el método de inventario permanente utilizado por los últimos autores es más cuidadoso que el de BL y utiliza una información más detallada, este estudio no utiliza los datos censales disponibles y presentan anomalías aún mayores que las observadas en BL, al menos para el caso de los países desarrollados.

OCDE ofrecidas por Kyriacou y por Barro y Lee para un año común. Es interesante observar que, aunque los datos de base de los que parten ambos trabajos son muy similares, sus resultados difieren bastante. Una regresión de las estimaciones de Barro y Lee sobre las de Kyriacou tiene un R^2 de tan sólo 0,28. Las discrepancias entre los dos grupos de cifras deberían reflejar fundamentalmente las diferencias de metodología entre los dos trabajos pero, en contra de lo que esto sugiere, no siempre es cierto que la estimación de Barro y Lee resulte más plausible ex-ante que la de Kyriacou.

GRAFICO 1

KYRIACOU VS. BARRO Y LEE, AÑOS MEDIOS DE ESCOLARIZACION EN 1985



H.Barro&Lee = 0,2213 + 0,9007*H.Kyriacou t = 2,87 R^2 = 0,2816

Notas: Las cifras de Barro y Lee se refieren a la población mayor de 25 años, mientras que Kyriacou intenta aproximar nivel educativo de la población activa. La línea de trazo grueso es la recta ajustada de regresión. Si las cifras de los dos autores coincidiesen, todos los puntos se encontrarían sobre la «diagonal» (en trazo fino).

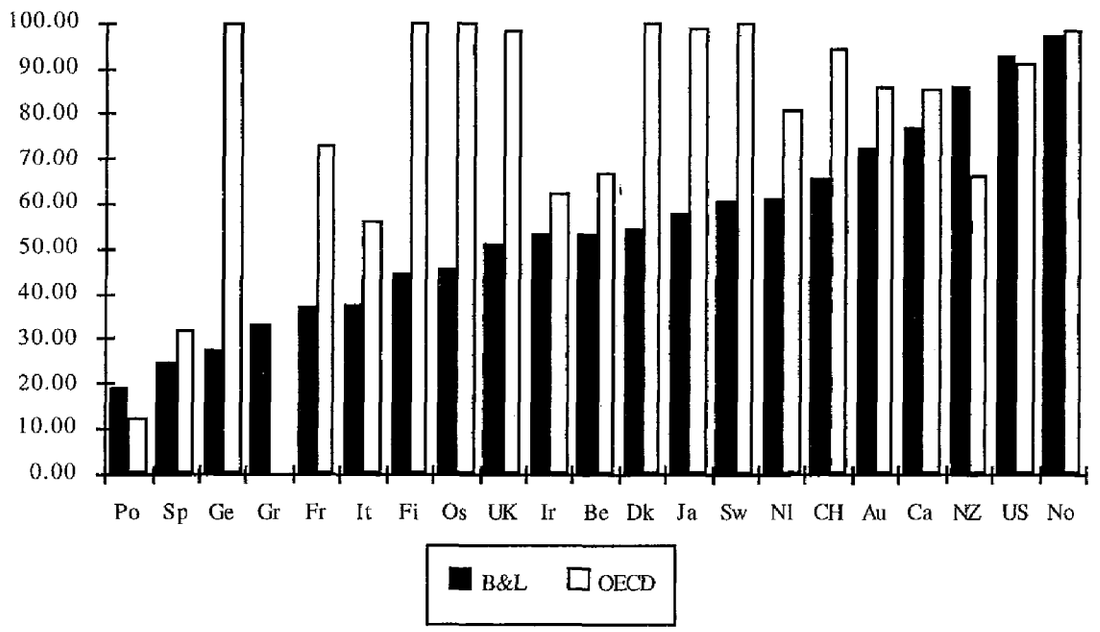
Clave: Au = Australia, Be = Bélgica, Ca = Canadá, CH = Suiza, Dk = Dinamarca, Fi = Finlandia, Fr = Francia, Ge = Alemania, Gr = Grecia, Ic = Islandia, Ir = Irlanda, It = Italia, Ja = Japón, Nl = Holanda, No = Noruega, NZ = Nueva Zelanda, Os = Austria, Po = Portugal, Sp = España, Sw = Suecia, Tui = Turquía, UK = Reino Unido, US = Estados Unidos.

El Gráfico 2 compara un segundo indicador del nivel educativo de la población tomado de Barro y Lee (la fracción de la población que al menos ha comenzado sus estudios secundarios) con una estimación alternativa de la misma variable procedente de la OCDE (1992). Las cifras ofrecidas en esta segunda fuente son, en general, significativa-

mente más altas que las procedentes de Barro y Lee. Las diferencias son enormes en el caso de Austria (39.6 vs. 95%) y Alemania (19.5 vs 83%) y muy apreciables en muchos otros países. En conjunto, la imagen que emerge de los datos de la OCDE parece más razonable, al menos en el sentido de ajustarse mejor a las percepciones habituales sobre el nivel educativo de los distintos países de la muestra. La ordenación obtenida con los datos de Barro y Lee, sin embargo, parece poco plausible en algunos aspectos. Por mencionar tan sólo los casos más sorprendentes, Alemania y Francia aparecen, de acuerdo con esta fuente, entre los países menos educados de la OCDE.

GRAFICO 2

FRACCION DE LA POBLACION QUE HA COMENZADO LA ESCOLARIZACION SECUNDARIA



Nota: La OCDE no proporciona datos para Grecia. Las cifras ofrecidas incluyen las personas con niveles educativos superiores al secundario.

La discusión precedente sugiere que, pese al indudable avance que representan los estudios más recientes en este campo, los datos disponibles sobre dotaciones de capital humano están sujetos todavía a un amplio margen de incertidumbre que ha de transladarse también a los resultados de los estudios empíricos basados en ellos. Las conclusiones de los trabajos que examinaremos a continuación, por tanto, han de interpretarse con precaución —sobre todo en los casos en los que no se trabaja con muestras de muchos países—. La misma circunstancia, sin embargo, también se presta a una interpretación optimista. Dado que no existen razones para sospechar que los datos existentes contienen sesgos sistemáticos que lle-

ven a sobreestimar la contribución del capital humano a la productividad, el hecho de que los resultados sean favorables en muchos casos pese a la dudosa calidad de los datos hace pensar que una mejora en este sentido permitiría obtener resultados más claros y concluyentes sobre la contribución de la educación al crecimiento económico.

2.2. *Capital humano en ecuaciones ad-hoc de convergencia*

Una forma sencilla de explorar la conexión entre educación y crecimiento consiste en introducir indicadores de capital humano en una ecuación de convergencia en la que la tasa de crecimiento del producto real durante un período dado se intenta explicar en función del nivel inicial de renta per cápita y otros factores motivados por consideraciones teóricas informales. El Cuadro 1 resume los resultados de varios trabajos en esta línea que utilizan datos de corte transversal por países durante el período posterior a la segunda guerra mundial. Las variables explicativas incluyen el nivel inicial de renta per cápita (Q_0), distintos indicadores de la dotación inicial de capital humano (H_0) y las tasas de inversión (s_k) y de crecimiento de la población o la fuerza laboral (n).

Landau (1983 y 1986), Baumol et al (1989) y Barro (1991) encuentran que el coeficiente asociado a un indicador del *stock* de capital humano al comienzo del período muestral es positivo y altamente significativo. Baumol et al observan que la introducción de una variable de educación basta para «restablecer el orden» en una ecuación de convergencia en la que, cuando se incluye únicamente la renta per cápita inicial, no parece cumplirse la predicción neoclásica sobre la tendencia de los países pobres a crecer más rápidamente que los ricos.

Barro (1991) estima dos versiones distintas de la ecuación de convergencia en un primer intento por identificar los canales a través de los cuales la educación incide sobre el crecimiento: una primera en la que no se controla por las tasas de fertilidad y de inversión, y una segunda en la que sí se incluyen estas variables como regresores. Como se aprecia en el cuadro, las variables de capital humano pierden parte de su significación y tienen coeficientes más pequeños en la segunda ecuación. Este resultado sugiere que una parte significativa del efecto de la educación sobre el crecimiento se canaliza a través de la reducción de la tasa de fertilidad (la educación aumenta el coste de oportunidad del tiempo de la madre) y de un aumento en la tasa de inversión (lo que indicaría que el capital humano y el físico son *inputs* complementarios). Los

resultados de dos regresiones auxiliares en las que las tasas de inversión y fertilidad son las variables a explicar, tienden a confirmar estos resultados ya que indican que un incremento del nivel de escolarización tiende a traducirse en un aumento de la inversión y una caída de la fertilidad.[5]

CUADRO 1

CAPITAL HUMANO EN ECUACIONES DE CONVERGENCIA

Fuente	Q_0	H_0	s_k	n		otras variables	
[1] Landau (1983)	–0,0021 (6,18)	0,026 (7,64)			N = 96 R^2 = 0,82	GCONS (–), POP (0), CLIM (Y)	1961-76 96 países
[2] Landau (1986)	–0,311 (4,80)	0,032 (4,87)	0,059 (1,37)	–0,262 (1,35)	N = 151 R^2 = 0,714	POP (0), GCONS (–), GINV (0), GED (0), T (0), INF (–), OIL (+), DP (–)	1960-80 65 países
[3] Baumol et al (1989)	0,622 (1,72)				N = 103 R^2 = 0,029	.	1960-81 103 países
	–1,47 (2,47)	1,615* (5,00)			N = 103 R^2 = 0,227		
[4] Barro (1991)	–0,0075 (6,25)	0,0305* (3,86)			N = 98 R^2 = 0,56	GCONS (–), DISTOR (–), REV (–), ASSAS (–)	1960-85 98 países
		0,025** (4,46)					
	–0,0077 (8,56)	0,01* (1,15)	0,064 (2,00)	–0,004 (3,07)	N = 98 R^2 = 0,62	GCONS (–), DISTOR (-), REV (–), ASSAS (–)	
		0,0118** (2,07)					
[5] Kyriacou (1991)	–0,009 (2,43)	0,0062 (4,09)			N = 89 R^2 = 0,17		1970-85 89 países

Notas:

— El estadístico t de cada coeficiente aparece bajo éste entre paréntesis.

— N es el tamaño de la muestra (número de observaciones).

— La variable dependiente es la tasa de crecimiento del producto real per cápita durante el periodo considerado.

— Definición de H_0: (*) = tasa de escolarización secundaria, (**) = tasa de escolarización primaria. Landau utiliza una media ponderada de tres tasas de escolarización (primaria, secundaria y universitaria) y Kyriacou una estimación de los años medios de educación en la población.

— Otras variables: GCONS = consumo público/PIB; POP = población total; CLIM = variables ficticias de zona climática; T = tendencia; GINV = inversión pública/PIB; GED = gasto público en educación/PIB; INF = tasa de inflación; OIL = dummy para productores de petróleo; DP = distancia al puerto más próximo; DISTOR = índice de distorsiones de Barro; REV = n.º de golpes de estado y revoluciones, ASSAS = n.º de asesinatos políticos.

— (+) y (-) denotan un coeficiente significativo del signo indicado; (Y) indica significatividad y (0) falta de significatividad.

— Landau (1986) utiliza datos de panel con intervalos de cuatro años; el resto de las regresiones utilizan datos de corte transversal por países.

En los trabajos citados hasta el momento, la introducción de variables de capital humano en regresiones de crecimiento se justifica sobre

[5] Barro y Lee (1994) ofrecen un análisis más detallado de la relación entre educación y fertilidad. Benhabib y Spiegel (1994) también encuentran que la educación tiene un efecto positivo sobre la inversión.

todo en base a su posible incidencia sobre el ritmo de generación y adopción de nuevas tecnologías. En principio, la variable más adecuada para recoger este tipo de efectos sería, como hemos visto, algún indicador del nivel medio de educación de la fuerza laboral. Sin embargo, la ausencia de datos comparables para un número suficiente de países fuerza a los tres autores a utilizar variables de flujo (índices de escolarización) como proxies para el *stock* de capital humano.[6] Aunque todos ellos tienen la precaución de utilizar tasas de escolarización retardadas, éstas podrían estar altamente correlacionadas con la inversión en capital humano sobre el período muestral. Por lo tanto, los resultados de estos trabajos no permiten discriminar claramente entre los efectos de nivel y los de tasa. El trabajo de Kyriacou (1991), sin embargo, aporta evidencia más directa de la importancia de los segundos. Siguiendo el procedimiento descrito en el apartado anterior, este autor construye un índice del *stock* medio de capital humano que luego utiliza en una ecuación de convergencia, con resultados cualitativamente similares a los ya reseñados (ecuación [5]).[7]

Finalmente, el Cuadro 2 resume algunos resultados de un trabajo reciente de Barro y Lee (1994) en el que se utiliza la base de datos elaborada por los propios autores (BL 1993) para analizar las fuentes del crecimiento en una muestra de 95 países durante el período 1965-85. Para discutir estos resultados, centrémonos por el momento en los coeficientes de los indicadores de educación correspondientes a la población másculina. El *stock* de educación secundaria (SEC) entra con un coeficiente positivo y significativo en una ecuación estándar de convergencia (ecuación [1]). Esta variable, además, resulta preferible a un indicador de flujo tal como se aprecia en la ecuación [2], donde se incluye también la tasa de escolarización secundaria (ESC.SEC) que, a diferencia de la variable anterior, no resulta significativa. En la ecuación [3] se añade el *stock* de educación superior (SUP), que tampoco resulta significativo. Finalmente la ecuación [4], en la que aparecen como regresores un indicador de *stock* y otro de flujo (ΔSEC), sugiere que la educación secundaria tiene efectos tanto de tasa como de nivel sobre el crecimiento.

---

[6] Landau (1983 y 1986) utiliza una media ponderada de las tasas de escolarización primaria, secundaria y universitaria. Baumol et al (1989) repiten la estimación para cada una de las tres variables por separado, obteniendo los mejores resultados con la tasa de escolarización secundaria. En su opinión, esta variable es también la preferible desde un punto de vista teórico, ya que debería ser la mejor proxy para la capacidad de absorción tecnológica de un amplio segmento de la población. Barro (1991) incluye la escolarización primaria y secundaria por separado.

[7] De hecho, el problema de interpretación de los resultados no desaparece del todo, ya que la variable de años medios de escolarización utilizada por Kyriacou se construye como una media ponderada de las tasas de escolarización en el pasado relativamente reciente.

CUADRO 2
RESULTADOS DE BARRO Y LEE (1994)

	[1]	[2]	[3]	[4]
q_0	–0,0255 [0,0035]	–0,0252 [0,0036]	–0,0254 [0,0035]	–0,0247 [0,0035]
s_k	0,077 [0,027]	0,079 [0,028]	0,076 [0,029]	0,073 [0,027]
Esperanza de vida	0,0801 [0,0139]	0,0829 [0,0157]	0,0806 [0,0139]	0,0903 [0,0148]
SEC masculina	0,0138 [0,0042]	0,0133 [0,0043]	0,0136 [0,0043]	0,0199 [0,0048]
SUP masculina			0 [0,021]	
DSEC masculina				0,289 [0,121]
ESC.SEC masculina		0,0072 [0,0117]		
SEC femenina	–0,0092 [0,0047]	–0,008 [0,005]	–0,0061 [0,005]	–0,0162 [0,0054]
SUP femenina			–0,021 [0,024]	
DSEC femenina				–0,453 [0,193]
ESC.SEC femenina		–0,0119 [0,0162]		
R^2 (N)	0,56 (85) 0,56 (95)	0,56 (85) 0,56 (93)	0,56 (85) 0,57 (95)	0,58 (85) 0,57 (95)

Notas:
— Errores estándar entre corchetes debajo de cada coeficiente.
— Las ecuaciones estimadas incluyen también las siguientes variables (véanse las notas al cuadro anterior): GCONS (–), REV (–) y BMP (–). Esta última variable es la diferencia entre la tasa de cambio oficial de la moneda doméstica y la ofrecida en el mercado negro.
— Los autores estiman dos regresiones separadas, una para 1965-75 y otra para 1975-85, pero (presumiblemente) imponiendo la igualdad de los coeficientes (por eso se indican dos valores de R^2 y tamaño de la muestra, N). Algunos regresores se instrumentan autilizando sus propios valores retardados.
— SEC es la fracción de la población adulta que ha comenzado los estudios de segundo ciclo (pero no los de tercer ciclo).

Los resultados precedentes son compatibles con algunos de los ya comentados anteriormente y sugieren también que las variables de *stock* capturan el efecto de la educación sobre el crecimiento mejor que las tasas de escolarización utilizadas en gran parte de los estudios anteriores. También resulta interesante constatar la alta significatividad de la esperanza de vida, una variable que podríamos considerar una buena *proxy* de otros componentes del *stock* de capital humano, tales como la inversión en sanidad y nutrición.

Por otro lado, el comportamiento de los indicadores de educación de la población femenina resulta, como observan los propios autores, muy sorprendente. El coeficiente estimado de estas variables es siempre negativo y resulta significativo en algunas ocasiones. En un comentario al trabajo de Barro y Lee, Stokey (1994) ofrece una posible explicación de este resultado en base a una combinación de errores de medida y la existencia de algunas observaciones atípicas y muy influyentes (en concreto, las correspondientes a los llamados «dragones asiáticos», que se caracterizan por tasas muy elevadas de crecimiento y presentan una diferencia muy importante entre los niveles de escolarización masculinos y femeninos).

2.3. Efectos de tasa en ecuaciones de contabilidad del crecimiento

Kyriacou (1991) y Benhabib y Spiegel (1992, 1994) investigan la relación entre capital humano y crecimiento utilizando los índices de educación de Kyriacou junto con distintas estimaciones del stock de capital físico construidas a partir de las series de inversión de Summers y Heston (1991). El punto de partida común de ambos trabajos es una función de producción Cobb-Douglas

$$Y = A\, K^{\alpha}\, L^{\beta}\, E^{\gamma} \qquad (1)$$

donde A es un índice de eficiencia técnica, K el *stock* de capital físico, L la fuerza laboral, y E = LH el *stock* de capital humano medido por el total de años de escolarización de la población. Tomando diferencias logarítmicas en (1), obtenemos una relación entre el crecimiento del producto y las tasas de acumulación de los distintos factores productivos,

$$\Delta \ln Y = \Delta \ln A + \alpha\, \Delta \ln K + \beta\, \Delta \ln L + \gamma\, \Delta \ln E. \qquad (2)$$

Tanto Kyriacou (1991) como Benhabib y Spiegel (1992, 1994) estiman la ecuación (2) con datos de corte transversal para unos 80 países. Como se muestra en el Cuadro 3, (ecuaciones [1] y [2]) los resultados de este ejercicio de contabilidad del crecimiento son bastante desalentadores. Los coeficientes del trabajo y el capital humano no son significativamente distintos de cero excepto en un caso, en el que la segunda variable tiene un efecto negativo sobre la productividad.

CUADRO 3

CONTABILIDAD DEL CRECIMIENTO CON CAPITAL HUMANO

	[1] Coef. (t)	[2] Coef. [signif.]	[3] Coef. (t)	[4] Coef. (t)	[5] Coef. (t)	[6] Coef. [signif.]	[7] Coef. [signif.]
constante	0,0094 (1,62)	0,269 [0,004]	0,0046 (0,78)	0,0049 (0,92)	–0,0137 (1,28)	1,968 [0,00]	2,074 [0,00]
$\ln Q_0$						–0,190 [0,00]	–0,246 [0,00]
$\Delta \ln K$	0,449 (5,05)	0,457 [0,00]	0,441 (5,07)	0,432 (5,09)	0,417 (6,24)	0,530 [0,00]	0,469 [0,00]
$\Delta \ln L$	0,261 (0,90)	0,209 [0,317]	0,213 (0,73)	0,2878 (0,97)	0,387 (1,49)	0,225 [0,245]	0,413 [0,035]
$\Delta \ln E$	–0,152 (1,68)	0,063 [0,425]	–0,154 (1,71)	–0,2211 (2,22)	0,0359 (0,34)	–0,080 [0,215]	
$H \ln E$			0,0112 (2,61)				
H				0,0744 (2,61)	0,0101 (3,25)		
H^2					-0,001 (3,07)		
$\ln H$							0,203 [0,004]
N	87	78	87	87	87	78	78
R^2	0,470	0,519	0,505	0,515	0,655	0,684	0,714
Fuente: período	Kyr. 1970-85	B&Sp 1965-85	Kyr. 1970-85	Kyr. 1970-85	Kyr. 1970-85	B&Sp 1965-85	B&Sp 1965-85

Notas:

— La variable dependiente es la tasa de crecimiento del producto real (total, no per cápita) durante el período; $\ln Q_0$ es el logaritmo de la renta per cápita real al comienzo del período.

— El número que aparece debajo de cada coeficiente estimado es su estadístico t (entre paréntesis) o su nivel de significación [en corchetes]. En términos generales, podemos aceptar con tranquilidad el signo de un coeficiente si su t es mayor que 2, o su nivel de significación es menor que 0,05.

— Las ecuaciones [6] y [7] incluyen variables ficticias para América Latina y Africa, la ecuación [5] contine variables ficticias para países productores de petróleo, economías mixtas y América Latina, así como un índice de inestabilidad política.

Intentando mejorar estos resultados, ambos autores experimentan con especificaciones alternativas de la ecuación de contabilidad de crecimiento. Kyriacou comienza estudiando el posible papel de los «efectos umbral» *(threshold effects)* discutidos por Azariadis y Drazen (1990). Este autor observa que los resultados de la estimación, sin llegar a ser satisfactorios, tienden a mejorar cuando se trabaja con una submuestra que incluye únicamente a los países más ricos. Esta observación le lleva a investigar la posibilidad de que el efecto de la educación sobre la pro-

ductividad se manifieste tan sólo una vez se ha alcanzado un umbral mínimo de formación. Para recoger este efecto, Kyriacou supone que la elasticidad del producto con respecto al capital humano es una función creciente del nivel medio de educación, H, lo que le lleva a estimar varias extensiones de (2) en las que se incluye esta última variable como regresor. Como se aprecia en el cuadro (ecuaciones [3] y [4]) el coeficiente del término que recoge el nivel medio de educación es positivo y significativo. En principio, este resultado es consistente con la existencia de efectos umbral. Sin embargo, la falta de significatividad de los coeficientes de E y L sigue planteando serias dudas sobre la validez del modelo.

Basándose en los trabajos de Nelson y Phelps (1966) y Romer (1989), Kyriacou sugiere una justificación alternativa para la inclusión de los años medios de educación en el modelo. Si el *stock* medio de capital humano incide sobre el ritmo del progreso técnico, el primer término de (2), $\Delta \ln A$, debería ser una función de H. Esta hipótesis lleva a la ecuación [5] del cuadro, en la que el signo negativo asociado al término cuadrático sugiere la existencia de rendimientos decrecientes en años medios de escolarización. En esta ecuación el coeficiente de L se acerca a la significatividad y el de E pasa a ser positivo, pero su falta de significatividad es consistente con la ausencia de efectos de nivel.

Benhabib y Spiegel (BS, 1992, 1994) siguen una ruta parecida, extendiendo el modelo sobre la base de consideraciones tecnológicas. En la ecuación [6] se incorpora el nivel de renta al comienzo del período (como *proxy* para el nivel de desarrollo tecnológico inicial) para controlar por el efecto de la difusión tecnológica que favorecería a los países menos avanzados (el llamado efecto de *catch-up*). Aunque la nueva variable es significativa y tiene el signo esperado, los coeficientes de las tasas de crecimiento de los *stocks* de factores continúan siendo insatisfactorios. La ecuación [7] refleja la hipótesis de que la tasa de progreso técnico depende, además del nivel inicial de eficiencia técnica, del (logaritmo del) *stock* medio de capital humano, que contribuiría tanto a la generación de innovaciones propias como a la adopción de las generadas en el exterior. En esta última ecuación, en la que no aparece $\Delta \ln E$, los coeficientes de los regresores son significativos y aparecen con el signo esperado y magnitudes razonables.

Partiendo de esta última especificación, BS intentan caracterizar con mayor precisión los canales a través de los cuales el capital humano contribuye al progreso tecnológico. Con este fin, estiman un modelo «más

estructural» en el que el que además del *stock* educativo, medido por los años medios de escolarización H, se incluye como regresor el ratio entre el producto por trabajador en el país líder y en cada uno de los países de la muestra, Q_l/Q, así como un término de interacción entre ambas variables. En esta especificación H debería capturar la contribución del capital humano a la innovación doméstica mientras que Q_l/Q se interpreta como un indicador de retraso tecnológico y, por tanto, de oportunidades de imitación. Finalmente, el término de interacción permite contrastar la hipótesis de que un nivel elevado de formación permite absorver más fácilmente tecnologías avanzadas provenientes del extranjero.

CUADRO 4
RESULTADOS DE BENHABIB Y SPIEGEL (1994)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
constante	0,1627	0,0538	–0,2268	0,0528	0,2324
	[0,1142]	[0,1345]	[0,2822]	[0,2246]	[0,2483]
H	–0,00136	0,0021	0,0439	–0,0003	–0,0736
	[0,0144]	[0,0154]	[0,0224]	[0,0366]	[0,0586]
$H^*(Q_l/Q)$	0,0011	0,0007	0,0003	–0,0001	0,0012
	[0,0002]	[0,0003]	[0,0009]	[0,0009]	[0,0003]
D ln K	0,4723	0,5005	0,5076	0,5517	0,5233
	[0,0717]	[0,0771]	[0,0944]	[0,1226]	[0,1431]
D ln L	0,188	0,2045	0,1720	0,5389	0,2901
	[0,164]	[0,1558]	[0,2325]	[0,3884]	[0,5069]
Q_l/Q		0,0014			
		[0,0010]			
N	78	78	26 ricos	26 interm.	26 pobres
F stat.	45,24	37,67	9,78	11,14	18,47

Nota: errores estándar entre corchetes debajo de cada coeficiente.

Los resultados para el conjunto de la muestra (ecuaciones [1] y [2] del Cuadro 4) sugieren que el efecto del capital humano se canaliza en gran parte a través de su contribución a la difusión y absorción tecnológicas, recogida por el término de interacción. Este resultado, sin embargo, varía en función del nivel de desarrollo. Así, cuando la misma ecuación se estima por separado con tres submuestras, el efecto de *catch-up* domina en los países más pobres (ecuación [5]), mientras que la contribución a la innovación doméstica es mucho más importante en los más ricos (ecuación [3]). Sin embargo, ninguna de las dos variables resulta significativa en el caso de los países con niveles intermedios de renta (ecuación [4]).

2.4. *Efectos de nivel en una extensión del modelo de Solow*

Los resultados de los estudios que acabamos de comentar sugieren que el capital humano contribuye al crecimiento a través de su efecto positivo sobre el ritmo del progreso técnico. En la mayor parte de los casos, sin embargo, no se encuentra evidencia alguna de efectos de nivel, si bien distintos autores observan que existen problemas econométricos que podrían explicar este resultado negativo. Otra posible explicación de la aparente ausencia de los efectos de nivel es la mala calidad de los datos de *stocks* educativos utilizados —construidos por Kyriacou a partir de tasas de inversión y de escolarización de una forma abierta a múltiples objecciones—. En efecto, si los niveles educativos se han medido con error, sus diferencias temporales serán aún menos fiables que sus niveles, lo que podría explicar su falta de significatividad en las regresiones precedentes.

En este último sentido parecen apuntar los resultados de Mankiw, Romer y Weil (MRW, 1992) quienes, partiendo de una extension del modelo de Solow, desarrollan un método indirecto de estimación que permite trabajar directamente con datos de flujos de inversión en capital físico y humano que, en principio, deberían ser más fiables que las estimaciones existentes de los *stocks* de estos factores.

El punto de partida en este trabajo es también una función de producción agregada, que se supone de la forma

$$Y_i = K_i^{\alpha} E_i^{\beta} (A_i L_i)^{1-\alpha-\beta} \qquad (3)$$

donde E es el *stock* total de capital humano, medido ahora (en unidades monetarias en vez de en años de educación) por el flujo acumulado de inversión en educación neto de depreciación.

Sean s_{ki} y s_{hi} las tasas de inversión en capital físico y humano y g_i y n_i las tasas de progreso técnico y crecimiento de la fuerza laboral en el país i. Asignando a los parámetros del modelo de Solow (extendido para incorporar el capital humano además del físico) los valores observados de estas cuatro variables, obtendremos una descripción aproximada de la evolución de cada economía durante el período muestral. MRW construyen una aproximación log-lineal al sistema resultante en torno a su estado estacionario y derivan una *ecuación de convergencia* que permite expresar el incremento del (logaritmo del) producto por trabajador en función del valor inicial de la misma variable y las tasas de inversión

en capital físico y humano. Tras imponer los supuestos de que el nivel inicial de eficiencia técnica y la tasa de crecimiento de esta variable son iguales en todos los países, esta ecuación se puede escribir en la forma:

$$\Delta \ln Q_i = \Gamma_o + (1 - e^{-\lambda d}) \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln \left(\frac{s_{ki}}{n_i+g+\delta}\right) +$$

$$+ (1 - e^{-\lambda}) \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln \left(\frac{s_{hi}}{n_i+g+\delta}\right) - (1 - e^{-\lambda d}) \ln Q_{io} \qquad (4)$$

donde Γ_o es una constante común a todos los países, Q_{io} el producto inicial por trabajador, δ la tasa de depreciación (que se supone igual para ambos tipos de capital) y d la duración del período muestral. Finalmente, el parámetro λ, cuyo valor depende del grado de rendimientos decrecientes en el capital físico y humano, mide la velocidad media de convergencia hacia el estado estacionario.

Tras imponer algunos supuestos sobre los valores de distintos parámetros ($g = 0{,}02$ y $\delta = 0{,}03$), MRW estiman una variante de la ecuación (4) utilizando datos de corte transversal por países durante el período 1960-85. Como *proxy* para la tasa de inversión en capital humano (s_h) se utiliza la fracción de la población en edad de trabajar que está recibiendo una educación secundaria. El Cuadro 5 muestra sus resultados junto con los valores implícitos de los parámetros del modelo para dos muestras distintas: una compuesta por 75 países y otra formada por los 22 miembros de la OCDE con población superior a un millón de habitantes.

En esta especificación sí parece haber evidencia de un efecto directo del capital humano sobre el nivel de productividad. Los coeficientes estimados son en general significativos y tienen el signo esperado. Además, los valores de los parámetros de la función de producción son bastante razonables, vistos desde la expectativa de que sus valores deberían reflejar las participaciones de los distintos factores productivos en la renta nacional. Según el modelo estimado, la participación del capital en la renta nacional estaría en torno al 40%. De la cantidad restante, que correspondería al factor trabajo, algo menos de la mitad reflejaría el rendimiento del capital humano de los trabajadores.

Los resultados de este trabajo son muy alentadoras por cuanto parecen confirmar la existencia de efectos de nivel y sugieren que una sencilla extensión del modelo neoclásico tradicional permite ofrecer una explicación bastante satisfactoria de la experiencia de crecimiento a

medio o largo plazo de una muesta amplia de países. Por otro lado, el trabajo de MRW está abierto a diversas críticas y objecciones. Uno de los principales problemas es el hecho de que, como señalan Levine y Renelt (1992), la significatividad de diversos indicadores de capital humano en ecuaciones de convergencia presenta una cierta «fragilidad» estadística, no siendo robusta a la lista de variables explicativas incluidas en la ecuación.[8] Aunque es muy posible que el criterio de robustez propuesto por estos autores sea excesivamente exigente, este resultado, junto con las discrepancias existentes con otros estudios, apunta hacia un cauto escepticismo a la hora de valorar la evidencia existente sobre la relación entre capital humano y productividad, particularmente en relación con los efectos «de nivel».

CUADRO 5

RESULTADOS DE MANKIW, ROMER Y WEIL (1992)

	[1] Coeficiente (t)	[2] Coeficiente (t)
constante	3,09 (5,83)	3,55 (5,63)
$\ln Q_0$	–0,372 (5,55)	–0,402 (5,83)
$\ln s_k/(n+g+\delta)$	0,506 (5,33)	0,396 (2,61)
$\ln s_h/(n+g+\delta)$	0,266 (3,32)	0,236 (1,67)
R^2 ajustado	0,44	0,66
N	78	22
	valores implícitos de los parámetros	
λ	0,0186 [0,0019]	0,0206 [0,0020]
α	0,44 [0,07]	0,38 [0,13]
β	0,23 [0,06]	0,23 [0,11]
	75 países	22 países de la OCDE

Nota: Errores estándar entre corchetes y estadísticos t entre paréntesis.

[8] Para una discusión más detallada de estos temas véase de la Fuente (1994).

3. ALGUNOS RESULTADOS PARA LA OCDE

Los estudios resumidos en la sección anterior aportan evidencia del impacto del capital humano sobre el crecimiento. Los resultados son en general favorables a la hipótesis de que este efecto se canaliza principalmente a través de la contribución de la educación a la generación y adopción de nuevas tecnologías, aunque también existen indicios de un efecto directo de la educación sobre la productividad. En esta sección ofrecemos algunos resultados adicionales que tienden a reforzar estas conclusiones utilizando datos nacionales para los miembros de la OCDE. Los indicadores de capital humano que utilizaremos en este ejercicio están tomados de Barro y Lee (1993). Esta fuente de datos es la que, en principio, nos parece más fiable en función del método utilizado en su construcción. Aunque mantenemos bastantes reservas sobre su calidad, no existen razones para sospechar que los indudables errores que contiene sesguen los resultados en una dirección determinada.

Combinando los datos de Barro y Lee con las series de renta, inversión y población activa suministrados por Summers y Heston (1991) junto con indicadores de gasto en I+D tomados de UNESCO, resulta posible realizar un análisis bastante detallado de los determinantes inmediatos del crecimiento de la renta per cápita en los países de nuestro entorno. Como marco para este análisis utilizaremos diversas extensiones del modelo de MRW en las que la tasa de progreso técnico se endogeniza parcialmente.

3.1. Algunas extensiones del modelo de Mankiw, Romer y Weil

Comenzaremos esta sección desarrollando algunas extensiones del modelo de Mankiw, Romer y Weil (1992) en las que la tasa de progreso técnico es una función del *stock* de capital humano, el nivel de gasto en I+D y las posibilidades de imitación, medidas por la «distancia tecnológica» entre cada miembro de la muestra y el país líder. El procedimiento que seguiremos para obtener las ecuaciones de convergencia que estimaremos en el apartado siguiente es similar al desarrollado por MRW excepto en que, a diferencia de estos autores, trabajaremos directamente con una aproximación a la ecuación de movimiento del modelo de Solow y no con su solución. Este enfoque proporciona una aproximación aceptable cuando se trabaja, como haremos nosotros, con datos de

panel sobre intervalos relativamente cortos y tiene la ventaja de que conduce a formas funcionales algo más sencillas que las que obtendríamos de otro modo. Esta simplificación resulta particularmente conveniente cuando la especificación de la tasa de progreso técnico incluye un efecto de *catch-up* o acercamiento tecnológico.

Partiendo, como hacen MRW, de una función de producción agregada de la forma

$$Y_{it} = K_{it}^{\alpha}\ E_{it}^{\beta}\ (A_{it}L_{it})^{1-\alpha-\beta} \tag{3}$$

y siguiendo un procedimiento similar al empleado por ellos es fácil ver que la tasa de crecimiento del producto por trabajador en el país i en el período de t a t+d, G_{Qit}, viene dada aproximadamente por la siguiente ecuación de convergencia:[9]

$$G_{Qit} = g_{it} + \lambda a_{it} - \lambda q_{it} + \frac{\lambda\alpha}{1-\alpha-\beta}\ \ln \frac{s_{kit}}{n_{it}+g_{it}+\delta} + \frac{\lambda\beta}{1-\alpha-\beta}\ \ln \frac{s_{hit}}{n_{it}+g_{it}+\delta}, \tag{5}$$

donde las minúsculas de Q y A denotan logaritmos. Así, q_{it} es el logaritmo del producto por trabajador y a_{it} el logaritmo del índice de eficiencia técnica correspondiente al país i al comienzo del período de t a t+d.

Hemos visto que para estimar una ecuación similar a (5) con datos de sección transversal por países durante un único período largo, MRW suponen que tanto el nivel de eficiencia productiva inicial (a_o) como la tasa de progreso técnico (g) son comunes a todos los países e imponen valores específicos para algunos parámetros (δ = 0,03 y g = 0,02). En nuestro caso, estos supuestos implican

$$a_{io} = a_o \quad \text{y} \quad a_{it} = a_o + 0{,}02{*}t \qquad \text{para todo i,}$$

lo que nos lleva a la siguiente especificación:

$$G_{Qit} = \Gamma_o + \lambda{*}0{,}02{*}t - \lambda q_{it} + \Gamma_k \ln \frac{s_{kit}}{n_{it}+0{,}05} + \Gamma_h \ln \frac{s_{hit}}{n_{it}+0{,}05} \tag{5.1}$$

---

[9] Si, siguiendo el procedimiento propuesto por MRW, hubiésemos calculado la solución de la aproximación al modelo de Solow, tendríamos $\mu = \frac{1-e^{-\lambda d}}{d}$ en vez de λ en el lado derecho de la ecuación de convergencia. Reagrupando términos, $1-\mu d = e^{-\lambda d}$, y tomando logaritmos de ambos lados de esta expresión obtenemos $-\lambda d = \ln(1-\mu d)$. Cuando μd es pequeño, podemos utilizar la aproximación $\ln(1-x) \cong -x$ para concluir que $\mu \cong \lambda$.

donde t es el tiempo transcurrido desde el comienzo del período muestral hasta el principio del superíodo corriente y $\Gamma_o = 0{,}02 + \lambda a_o$.

Los supuestos utilizados por MRW son, como reconocen los propios autores, bastante poco razonables y responden sobre todo a las limitaciones que implica la utilización de una única observación por país. Trabajando con datos de panel resulta posible utilizar formas funcionales más flexibles que permiten capturar diferencias entre países tanto en niveles iniciales de eficiencia técnica como en tasas de crecimiento de la productividad. En el resto de este apartado discutiremos varias especificaciones de este tipo que incorporan diversos determinantes de la tasa de progreso técnico. Esto nos permitirá contrastar algunas hipótesis sobre la posible existencia de efectos de tasa asociados al *stock* de capital humano y otras variables en el apartado siguiente.

Las diversas variantes de (5) que utilizaremos difieren en la especificación de los determinantes de la tasa de progreso técnico, g_{it}, y por consiguiente en la evolución del nivel de productividad, a_{it}. Comenzaremos relajando la hipótesis de que el nivel inicial de a_i es común a todos los países pero manteniendo el supuesto de una tasa anual de progreso técnico del 2%, común a todos los países y períodos. Dada una *proxy* apropiada para el nivel inicial de eficiencia técnica, a_{io}, podemos estimar una ecuación de la forma

$$GQ_{it} = \Gamma_o + \Gamma_a a_{io} + \lambda^*0{,}02^*t - \lambda q_{it} + \Gamma_k \ln \frac{s_{kit}}{n_{it}+0{,}05} + \Gamma_h \ln \frac{s_{hit}}{n_{it}+0{,}05} \qquad (5.2)$$

donde, si la especificación es la correcta, debería cumplirse que $\Gamma_a = \lambda$.

El paso siguiente consiste en permitir diferencias entre países y períodos en la tasa de progreso técnico. Para ello, supondremos que g_{is} viene dada por una función lineal de una variable, Z, que especificaremos más adelante:

$$g_{is} = \dot{a}_{is} = \Gamma_z Z_{is}. \qquad (6)$$

Integrando (6) entre 0 y t tenemos

$$a_{it} = a_{io} + \int_o^t \dot{a}_{is}\, ds = a_{io} + \Gamma_z \int_o^t Z_{is}\, ds = a_{io} + CAVZ_{it}^*t \qquad (7)$$

donde

$$CAVZ_{it} = \frac{1}{t} \int_o^t Z_{is}\, ds$$

es el «promedio cumulativo» de los valores de Z entre 0 y t. Obsérvese que para ser consistentes tendremos que permitir que g_{it} varíe en el tiempo y entre países también en el denominador de los términos que incluyen s_{kit} y s_{hit}. Por tanto, la ecuación a estimar será de la forma:

$$G_{Qit} = \Gamma_o + \Gamma_a a_{io} + \Gamma_z (Z_{it} + CAVZ_{it}{*}\lambda{*}t) - \lambda q_{it} +$$

$$+ \Gamma_k \ln \frac{s_{kit}}{n_{it}+\Gamma_z Z_{it}+0{,}03} + \Gamma_h 1n \frac{s_{hit}}{n_{it}+\Gamma_z Z_{it}+0{,}03}. \qquad (5.3)$$

En esta especificación, la tasa de progreso técnico de cada país depende únicamente de sus propias características, recogidas por la variable Z. Sin embargo, parece razonable permitir que la evolución la productividad resulte sensible a interacciones con otras economías. En concreto, cabría esperar que las diferencias de eficiencia técnica entre países tiendan a reducirse con el paso del tiempo a través de un proceso de difusión tecnológica o *catch-up*. Los países con niveles inicialmente bajos de a_{it} podrían imitar a bajo coste las tecnologías desarrolladas en los más avanzados, lo que les permitiría crecer más rápidamente que éstos. Esta ventaja inicial, sin embargo, se reduciría gradualmente al agotarse las posibilidades de imitación. Para incorporar este efecto de una forma sencilla podemos modificar la especificación anterior, introduciendo un término tendencial que interaccione con el nivel inicial de eficiencia técnica, obteniendo así la ecuación:

$$G_{Qit} = \Gamma_o + \Gamma_a a_{io} + (1 - \Gamma_c)^t + \Gamma_z (Z_{it} + CAVZ_{it}{*}\lambda{*}t) - \lambda q_{it} +$$

$$+ \Gamma_k \ln \frac{s_{kit}}{n_{it}+\Gamma_z Z_{it}+0{,}03} + \Gamma_h 1n \frac{s_{hit}}{n_{it}+\Gamma_z Z_{it}+0{,}03}. \qquad (5.4)$$

En este caso, el signo esperado del coeficiente de a_{io}, Γ_a, podría ser negativo si la difusión tecnológica es lo suficientemente importante, y el coeficiente Γ_c mediría la velocidad del proceso de *catch-up*.

La especificación anterior, aunque posiblemente apropiada para una exploración preliminar de la importancia del fenómeno de *catch-up,* resulta un tanto ad-hoc y, en particular, no tiene en cuenta que la evolución de la «distancia tecnológica» entre cada país y el líder dependerá, además del valor inicial de esta variable, de los otros determinantes de la tasa de progreso técnico resumidos por Z_{it}. Una especificación

más adecuada del efecto de *catch-up* es la propuesta por de la Fuente (1995). Siguiendo a este autor, supondremos que la tasa de progreso técnico es una función de Z y de las oportunidades de imitación tecnológica, medidas por la diferencia logarítmica ($b_{it} = \ln X_{it}/A_{it} = x_{it} - a_{it}$) entre el índice de productividad propio, A_i, y el correspondiente a una «frontera tecnológica» que llamaremos X. Obtenemos así la ecuación:

$$\dot{a}_{it} = \Gamma_z Z_{it} + \varepsilon b_{it} \tag{8}$$

donde el parámetro ε mide la velocidad a la que se difunden las nuevas tecnologías entre países. Supondremos también que la frontera tecnológica se desplaza a una tasa constante g_x (= 0,02). Aproximando el sistema en torno a un equilibrio a largo plazo en el que las tasas de progreso técnico de los distintos países (aunque no así sus niveles relativos de eficiencia técnica) convergen a g_x, y bajo el supuesto de que Z_{it} es constante en el tiempo para cada país, de la Fuente (1995) obtiene una ecuación de convergencia de la forma:

$$\begin{aligned} G_{Qit} = \Gamma_o + \lambda^*0{,}02^*t - \lambda q_{it} + \Gamma_k \ln \frac{s_{kit}}{n_{it}+0{,}05} + \Gamma_h \ln \frac{s_{hit}}{n_{it}+0{,}05} + \\ + \lambda \frac{\Gamma_z Z_i - 0{,}02}{\varepsilon} [1+(\eta-1)e^{-\varepsilon t}] + \lambda b_{io} (\eta-1)e^{-\varepsilon t} \end{aligned} \tag{5.5}$$

donde $\Gamma_o = g + \lambda_{alo}$ y el subíndice l indica el país líder, que suponemos se encuentra en la frontera tecnológica. Esta expresión recoge, además del efecto «neoclásico» de convergencia debido a la existencia de rendimientos decrecientes en los factores acumulables, un segundo mecanismo de convergencia a través del *catch-up* tecnológico que no incorpora el modelo de MRW. El parámetro $\eta = \varepsilon/ (\delta+n+g_x)$ será mayor que uno si la difusión internacional de la tecnología es relativamente rápida. En tal caso, el coeficiente asociado al retraso tecnológico inicial, $\lambda(\eta-1)e^{-\varepsilon t}$, será positivo pero decreciente en el tiempo y convergerá a cero. Esto es, los países técnicamente más atrasados crecerán más deprisa inicialmente, pero esta ventaja irá disminuyendo gradualmente y cesará una vez alcanzado el nivel estacionario de eficiencia técnica relativa —definido como el punto en el que la ventaja que comporta la posibilidad de imitación compensa exactamente el efecto del menor valor de Z que caracteriza a los países «seguidores».De forma similar, el efecto aparente de la inversión en I+D y otros factores recogidos por Z

sobre el crecimiento será positivo, pero tenderá a reducirse con el tiempo ya que, una vez alcanzado el nivel estacionario de eficiencia técnica relativa, la productividad crecerá en cada país a la tasa común, g_x, de desplazamiento de la frontera tecnológica.

3.2. Especificación y resultados empíricos

Las distintas variantes de la ecuacion (5) obtenidas en el apartado anterior se han estimado utilizando una muestra de 21 miembros de la OCDE (excluimos a Luxemburgo, Islandia, Turquía, México y Yugoslavia). Para explotar la variación temporal de los datos, trabajamos con datos de panel, dividiendo el período muestral (1963-88) en subperíodos de cinco años. El Cuadro 6 describe la construcción y las fuentes de las distintas variables utilizadas y el Cuadro 7 muestra los promedios muestrales de algunas de ellas en cada subperíodo.

CUADRO 6

DEFINICION Y FUENTES DE LAS VARIABLES UTILIZADAS

G_{Qit} = Tasa media anual de crecimiento del producto real (PIB) por trabajador (en dólares constantes de 1985 a precios internacionales. Fuente: Summers y Heston (S-H), 1991, PWT.5.

q_{it} = logaritmo del producto real por trabajador al principio de cada subperíodo. (Fuente: S-H, 1991).

s_k = inversión (pública y privada) en capital físico como fracción del PIB. Media de las observaciones anuales dentro de cada subperíodo. (Fuente: S-H, 1991).

s_h = número de estudiantes universitarios y de secundaria como fracción de la población activa en 1960, 65, 70, 75 y 80. El dato de 1960 se asocia al periodo 63-8, etc. (Fuente: UNESCO).

AVRD = gasto en I+D (privado y público) como fracción del PIB. Media de los valores correspondientes a 1963, 65, 70, 75 y 80.* (Fuente: UNESCO). $CAVRD_t$ es el promedio cumulativo del gasto en I+D entre el comienzo del período muestral y el superíodo que comienza en t.

L2, L3 = fracción de la población adulta (mayores de 25 años) que ha comenzado la educación secundaria (terciaria). L2 incluye también aquellos que han comenzado sus estudios de tercer ciclo. $CAVL2_t$ y $CAVL3_t$ son los promedios cumulativos de estas variables hasta el período t. (Fuente: Barro y Lee, 1993).

H1, H2, H3: promedio de años de escolarización primaria (secundaria, terciaria) de la población adulta. H = H1 + H2 + H3. CAVHi se construye de la forma habitual. (Fuente: Barro y Lee, 1993).

dU_t = incremento de la tasa de desempleo durante el subperíodo que comienza en t. (Fuente: OCDE).

**Nota:* Para ciertos países algunos valores no están disponibles y han sido estimados del modo siguiente antes de calcular la media. En primer lugar, se calcula el promedio para cada año del grupo de países para los que se dispone de datos completos. Los datos disponibles del resto de los países se expresan en términos relativos, como fracción de esta cifra. El valor asignado a las observaciones no disponibles es el correspondiente al promedio de los valores relativos en años adyacentes, o, en su defecto, el de el año más próximo.

CUADRO 7
PROMEDIOS MUESTRALES POR SUBPERIODOS

	G_{Qit}	s_k	s_k	*dU*	*CAVL2*	*CAVRD*
1963-68	3,94%	27,03%	14,62%	0,42%	29,75%	0,94%
1968-73	4,09%	26,51%	19,10%	0,03%	32,77%	1,03%
1973-78	1,10%	26,38%	22,16%	2,33%	36,40%	1,11%
1978-83	0,79%	24,71%	24,31%	3,39%	40,30%	1,16%
1983-88	2,08%	22,41%	25,44%	–1,06%	43,18%	1,22%

Como indicador del nivel de inversión en capital humano (s_h) hemos utilizado el número total de estudiantes en programas de nivel secundario o superior (tomado de UNESCO) expresado como fracción de la población activa. Nuestra *proxy* para la distancia tecnológica inicial en relación al país líder (los Estados Unidos) es el índicador de retraso tecnológico construido por de la Fuente (1995). Esta variable, que llamaremos b_{io},[10] se construye a partir de un promedio de tres índices que miden la posición inicial de cada país en relación con los EE.UU. en términos de variables que podrían ser indicadores razonables de su nivel de sofisticación técnica: la fracción de su población con titulación universitaria en 1960, el número de científicos e ingenieros empleados en actividades de I+D como fracción de la fuerza laboral en 1965, y el producto medio por trabajador al comienzo del período muestral. Puesto que la posición relativa del Japón en el ordenamiento inducido por esta variable parece a primera vista excesivamente alta (próxima al líder), utilizaremos una variable ficticia para corregir el posible error de medición.

En cuanto a los determinantes de la tasa de progreso técnico, hemos experimentado con diversas combinaciones del gasto en I+D expresado como fracción del PIB y varios indicadores del *stock* de capital humano. En nuestra especificación preferida, que es la que se utiliza en casi todas las ecuaciones del Cuadro 8, Z es el producto del gasto medio en I+D durante el período muestral ($AVRD_i$)[11] y (el promedio cumulativo de) la fracción de la población que al menos ha comenzado su escolarización secundaria ($CAVL2_{it}$). Más adelante discutiremos los resultados obtenidos con otras especificaciones.

[10] Puesto que b_{io} es una *proxy* de $a_{USO} - a_{io}$, el signo esperado del coeficiente de esta variable es el opuesto al de el coeficiente de a_{io} de acuerdo con la discusión del apartado anterior.

[11] Dada la previsible existencia de retardos largos y variables entre la inversión en I+D y el incremento resultante de la renta, es quizás más razonable trabajar con una medida de esfuerzo medio durante un período relativamente largo que intentar buscar una correlación contemporánea entre las dos variables. Por tanto,

Como es habitual en la literatura, impondremos un valor del 3% de la tasa de depreciación y del 2% para la tasa de progreso técnico en los casos en los que esta última variable se puede suponer igual entre países. En el resto de los casos, adoptaremos el supuesto de que la tasa de progreso técnico en el país líder (EE.UU.) es del 2% anual, dejando la del resto de los países en función de su propio Z (expresado en diferencias con respecto al valor correspondiente al líder). Finalmente, la mayor parte de las ecuaciones que estimamos incluyen como regresor el incremento de la tasa de desempleo durante cada subperíodo con el fin de controlar por perturbaciones de carácter cíclico.

El Cuadro 8 resume los resultados de una serie de regresiones (estimadas por mínimos cuadrados, ordinarios o no lineales según el caso) basadas en la especificaciones derivadas en el apartado anterior. Nuestro punto de partida es la ecuación [1], que corresponde a la especificación de MRW con niveles comunes de eficiencia ténica y una tasa de progreso técnico del 2% (es decir, a la ecuación (5.1) en la sección anterior). Como se observa en el cuadro, los coeficientes de la renta inicial y la tasa de inversión en capital físico son significativos y tienen el signo esperado, pero no así la variable que debería recoger el efecto de nivel del capital humano, que aparece con signo negativo aunque no significativo. En la ecuación [2], que corresponde a (5.2), utilizamos una especificación similar, pero ahora permitiendo diferencias en niveles iniciales de eficiencia técnica entre países. El signo del indicador de retraso tecnológico inicial (b_{io}) es negativo como cabría esperar aunque no significativo, y el coeficiente de s_h mantiene un signo contrario al esperado.

En la ecuación [3] la tasa de progreso técnico de cada país es una función del producto de su nivel de gasto en I+D y la fracción de la población adulta con estudios secundarios (Z = AVRD*CAVL2). En esta especificación imponemos el supuesto de que la tasa de progreso técnico es del 2% anual en los Estados Unidos, permitiendo que el valor de g_{it} correspondiente al resto de los países varíe en función de las diferencias con el líder en términos de Z. La ecuación estimada es, por tanto, de la forma:

---

nuestro indicador preferido de esfuerzo en I+D es el gasto medio (expresado como fracción del PIB) durante el período muestral completo (y no sobre cada subperíodo, como en el caso de la inversión en capital físico y humano). Alternativamente, hemos utilizado el promedio cumulativo de esta variable ($CAVRD_{it}$) con resultados muy similares. Véase la ecuación [6] del Cuadro 8.

$$G_{Qit} = \Gamma_o + \Gamma_b (b_{io} + \Gamma_{cja} \text{DJAPAN}) + \lambda^*0{,}02^*t - \lambda q_{it} +$$

$$+ \Gamma_z (CAVZ_{it} - CAVZ_{ust}) (1+\lambda t) + \Gamma_k \ln \left(\frac{s_{kit}}{n_{it}+0{,}05+\Gamma_z (CAVZ_{it} - CAVZ_{ust})} \right) +$$

$$+ \Gamma_h \ln \left(\frac{s_{kit}}{n_{it}+0{,}05+\Gamma_z (CAVZ_{it} - CAVZ_{ust})} \right) \qquad (5.3')$$

donde también se introduce un factor de corrección del retraso tecnológico inicial para el caso del Japón a través de la variable ficticia DJAPAN. En esta ecuación la variable de interacción entre *stock* de capital humano e inversión en I+D aparece con un coeficiente positivo y muy significativo y el efecto de nivel del capital humano pasa a ser positivo aunque continúa sin ser significativo. Por otro lado, el coeficiente de b_o pasa a ser prácticamente nulo.

En la ecuación [4], extendemos la especificación anterior, introduciendo por primera vez el efecto de *catch-up* a través de un término corrector que permite que la distancia tecnológica inicial con respecto al líder se reduzca con el tiempo a una tasa constante, Γ_c. La ecuación estimada, que corresponde a (5.4), incluye, en concreto, un término de la forma:

$$\Gamma_b (b_{io} + \Gamma_{cja} \text{DJAPAN}) (1-\Gamma_c)^t.$$

El coeficiente Γ_b es ahora positivo y significativo y el valor estimado de Γ_c, superior al 8% anual, sugiere que la velocidad de difusión tecnológica es muy elevada. Obsérvese que el coeficiente Γ_h, que recoge el efecto de nivel de la inversión en capital humano, pasa a ser positivo y significativo. Esto sugiere que la dificultad de encontrar efectos positivos de nivel del capital humano podría deberse en parte a que la tendencia positiva de las tasas de escolarización (véase el Cuadro 7) hace que, en ausencia de un término de *catch-up,* esta variable recoja la tendencia decreciente de la tasa de crecimiento, lo que se reflejaría en un valor negativo de Γ_h.

Finalmente, en la ecuación [5] se utiliza la especificación «estructural» del proceso de *catch-up* recogida en la ecuación (5.5).[12] Suponemos que la tasa de desplazamiento de la frontera tecnológica (que coincide por hipótesis con el nivel de productividad de EE.UU) es del 2% anual y que las tasas de progreso técnico de todos los países convergen a este valor a largo plazo. Los resultados son cualitativamente similares a los obtenidos con la especificación anterior. La tasa de convergencia tecno-

[12] La ecuación (5.5) se deriva bajo el supuesto de que Z es constante en el tiempo. Si este supuesto no se cumple, la ecuación de convergencia resulta aún más complicada y no lineal. Para evitar los problemas que esto implica, en la implementación empírica de esta ecuación hemos optado por utilizar una aproximación que permite explotar en alguna medida la variación temporal de Z sin complicar la forma funcional. En con-

lógica es superior al 10% anual y se detectan efectos tanto de nivel como de tasa del capital humano. El coeficiente del producto del stock de capital humano y el gasto en I+D, además de mantener su significación y su signo positivo, es muy superior al estimado en la ecuación precedente.

CUADRO 8
EDUCACION Y CRECIMIENTO EN LA OCDE

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
constante (Γ_0)	0,183	0,2236	0,3381	0,1499	0,1462	0,1309	0,167	0,1616
	(3,83)	(3,02)	(6,34)	(2,43)	(3,88)	(3,90)	(3,67)	(4,00)
q_{it} (λ)	0,0192	0,0226	0,0322	0,01607	0,01866	0,01695	0,0215	0,0194
	(4,05)	(3,11)	(5,79)	(2,65)	(4,48)	(4,72)	(4,29)	(4,48)
ln $s_k/(\delta+g+n)$ (Γ_k)	0,02643	0,0253	0,01311	0,0166	0,02518	0,0267	0,02835	0,02935
	(4,22)	(4,05)	(3,01)	(4,07)	(4,52)	(4,70)	(4,21)	(5,34)
dU	-0,333	-0,308	-0,2971	-0,3205	-0,3075	-0,3111		
	(5,97)	(5,39)	(6,47)	(7,33)	(6,85)	(7,02)		
b_{io} ($-\Gamma_a$)		-0,004	-0,001					
		(0,96)	(0,34)					
$b_{io}(1-\Gamma_c)^t$ ($-\Gamma_a$)				0,01596				
				(3,46)				
Catch-up (Γ_c)				0,085				
				(3,07)				
Catch-up (ε)					0,1274	0,132	0,1199	0,100
					(8,61)	(8,49)	(8,55)	(8,51)
DJAPAN		0,0102	0,0078					
		(1,37)	(1,30)					
CJAP (Γ_{cja})				2,12	1,432	1,796	1,295	2,068
				(3,07)	(2,41)	(3,08)	(1,91)	(2,16)
AVRD*CAVL2*(1+λt) (Γ_z)			0,0108	0,0151				
			(7,13)	(3,66)				
AVRD*CAVL2 (Γ_z)					0,0579		0,0722	0,0565
					(4,13)		(4,64)	(4,23)
CAVRD*CAVL2 (Γ_z)						0,0606		
						(3,78)		
ln $s_h/(\delta+g+n)$ (Γ_h)	-0,0074	-0,0087	0,006	0,00917	0,00953	0,00793	0,00562	0,0031
	(1,61)	(1,88)	(1,43)	(2,29)	(2,04)	(1,73)	(1,00)	(0,68)
R^2	0,5399	0,5632	0,7086	0,7488	0,7286	0,7307	0,5964	0,7369

— El estadístico t correspondiente a cada coeficiente aparece debajo de éste entre paréntesis.
— La tasa de inversión (s_k) y el crecimiento de la población activa (n) se construyen tomando la media de los valores anuales dentro de cada subperiodo. Para la variable de gasto en I+D en la mayor parte de los casos se utiliza un solo valor por país (construido como la media de las observaciones disponibles), que suponemos igual en todos los períodos. En la ecuación [6] se utiliza el promedio cumulativo de esta variable.
— Los subperíodos en términos de los cuales se definen las variables de renta e inversión no coinciden exactamente con la frecuencia de los datos de educación, por lo que existe un desfase temporal de tres años entre ambos tipos de variables. Por ejemplo, el valor de «H inicial» que explica el crecimiento de la renta durante el período 1963-1968 es el correspondiente a 1960.
— Como alternativa al cambio de la tasa de desempleo, la ecuación [8] incluye variables ficticias temporales para los subperíodos 3 (1973-78) y 4 (1978-83) para controlar por factores cíclicos. Ambas variables son altamente significativas, con coeficientes próximos a -0,017.

creto, hemos estimado la ecuación (5.5) reemplazando Z_i por $CAVZ_{it}$ en cada período. Esto es equivalente a suponer que la evolución del índice de progreso técnico entre el comienzo del período muestral y el subperíodo corriente es aproximadamente igual a la que habríamos observado is Z hubiese mantenido un valor constante durante este período (igual al promedio de los valores observados entre cero y t).

Las ecuaciones [6]-[8] contienen pequeñas variaciones sobre [5]. En [6] utilizamos el promedio cumulativo del gasto en I+D, CAVRD, en vez de AVRD con resultados similares en términos generales. En [7] y [8] omitimos dU, incorporando *dummies* para los subperíodos 1973-78 y 1978-83 en la última ecuación como forma alternativa de controlar por las perturbaciones cíclicas más fuertes (estos períodos son muy claramente recesivos en gran parte de los países de la muestra). La única diferencia significativa, además de pequeñas variaciones en la tasa estimada de difusión tecnológica, es que el efecto de nivel del capital humano pierde su significatividad en los tres casos.[13]

Partiendo de los resultados obtenidos con nuestra especificación preferida (ecuación [5]), resulta interesante comparar los valores estimados de los parámetros del modelo con los que se presentan en otros trabajos relacionados. El coeficiente estimado de convergencia es positivo (λ = 1,87%), lo que indica la existencia de rendimientos decrecientes en capital físico y humano, y está cercano a los valores obtenidos en otros estudios, donde esta tasa se sitúa típicamente en torno al 2% anual (véase Barro y Sala (1992), por ejemplo). En alguna medida, este resultado podría ser un tanto sorprendente ya que parece razonable pensar que una vez que permitimos que el efecto de *catch-up* tecnológico recoja parte de la convergencia observada, el coeficiente de la renta inicial (que captura lo que podríamos llamar el mecanismo neoclásico de convergencia debido a la existencia de rendimientos decrecientes) debería reducirse. De hecho, el Cuadro 8 muestra un patrón de coeficientes consistente con esta hipótesis: el valor estimado de λ aumenta en un 50% cuando introducimos las variables de educación e I+D en la ecuación [3], reduciéndose despúes apreciablemente cuando incorporamos el efecto de *catch-up*.

En cuando a los coeficientes de la función de producción agregada (recobrados a partir de los valores estimados de λ, Γ_k y Γ_h)[14], el valor del exponente del capital físico implícito en nuestras estimaciones (α = 0,499)

---

[13] Una de las razones que nos llevaron a incluir el cambio en la tasa de desempleo como regresor era la sospecha de que, en ausencia de una variable que permitiese controlar por perturbaciones de carácter cíclico, la mayor incidencia de períodos recesivos en la segunda parte del período muestral podría sesgar al alza nuestra estimación del coeficiente de *catch-up*. Sin embargo, los resultados recogidos en el Cuadro 8 sugieren que éste no es el caso. El valor estimado de ε es ligeramente más bajo cuando no se incluye dU.

[14] Los valores de α y β se calculan como sigue. Utilizando el valor estimado de λ y el supuesto de que $g+\delta$ = 0,05, recobramos el valor de $\alpha+\beta$ empleando la fórmula $\lambda = (1-\alpha-\beta)(n+g+\delta)$ y el valor promedio de n (1%) en la muestra. Para recobrar los coeficientes de la función de producción, utilizamos el hecho de que $\Gamma_k = \frac{\lambda\alpha}{1-\alpha-\beta}$ y $\Gamma_h = \frac{\lambda\beta}{\Gamma_h}$, lo que implica que $\Gamma_k = \frac{\alpha}{\beta}$.

es superior al obtenido por MRW para los países de la OCDE con datos de corte transversal, mientras que el coeficiente del capital humano ($\beta \cong 0{,}189$) es inferior al que obtienen estos autores.[15] Sin embargo, la diferencia entre los dos grupos de estimaciones no es estadísticamente significativa.

— *Determinantes de la tasa de progreso técnico*

En todas las ecuaciones estimadas hasta el momento hemos supuesto que la tasa de progreso técnico es una función del producto de un indicador de gasto en I+D y la fracción de la población con (algo de) escolarización secundaria. Los resultados recogidos en los Cuadros 9 y 10 justifican esta elección. En ambos casos, se utiliza una especificación similar a la empleada en la ecuación [5] del Cuadro 8 (esto es, con la especificación preferida del proceso de *catch-up* e incluyendo el incremento de la tasa de desempleo como regresor). Los cuadros muestran tan sólo los coeficientes de las variables de mayor interés. El resto de los coeficientes no varía demasiado en relación al Cuadro 8.

En las regresiones que aparecen en el Cuadro 9 se utilizan diversas especificaciones de la tasa de progreso técnico en función de tres indicadores del *stock* de capital humano por trabajador en combinación con la variable de gasto en I+D. De los tres indicadores, el que mejor se comporta cuando se incluye solo en la ecuación o en combinación con la variable de I+D es L3 (la fracción de la población con algo de formación superior) que es el único que roza la significatividad. En los tres casos, sin embargo, los resultados mejoran sensiblemente cuando se utiliza el producto del indicador de capital humano y el nivel de gasto en I+D. Esta variable tiende a «expulsar» a las de I+D y educación por separado y resulta altamente significativa en todos los casos, aunque el mejor resultado se obtiene al utilizar L2 (ecuación [1.7]).

[15] El estimador puntual del coeficiente del capital físico (humano) obtenido por MRW es 0,38 (0,23), con un error estándar de 0,13 (0,11).

CUADRO 9
DISTINTAS ESPECIFICACIONES DE LA TASA DE PROGRESO TECNICO

			variable de capital humano = L2				
	[1.1]	[1.2]	[1.3]	[1.4]	[1.5]	[1.6]	[1.7]
AVRD	0,0223		0,02035	-0,0016		0,00406	
	(2,97)		(2,90)	(0,01)		(0,38)	
CAVL2		0,045	0,03136	-0,0422	-0,038		
		(0,84)	(0,81)	(0,55)	(0,71)		
AVRD*CAVL2				0,074	0,07	0,0506	0,0579
				(1,40)	(3,02)	(2,15)	(4,11)
$\ln s_h/(\delta+g+n)$ (Γ_h)	0,0077	0,0066	0,00857	0,07306	0,009	0,0095	0,0095
	(1,64)	(1,36)	(1,78)	(1,88)	(1,91)	(2,02)	(2,03)
R^2	0,7163	0,7016	0,7181	0,7306	0,7306	0,7289	0,7286
			variable de capital humano = L3				
	[2.1]	[2.2]	[2.3]	[2.4]	[2.5]	[2.6]	[2.7]
AVRD	0,0223		0,0198	0,009	0,0105		
	(2,97)		(3,10)	(0,79)	(1,24)		
CAVL3		0,2685	0,186	-0,0555		-0,1625	
		(1,72)	(1,79)	(0,23)		(0,79)	
AVRD*CAVL3				0,172	0,1438	0,2592	0,2009
				(1,20)	(2,20)	(2,68)	(3,60)
$\ln s_h/(\delta+g+n)$ (Γ_h)	0,0077	0,00785	0,00978	0,0097	0,0099	0,0091	0,0097
	(1,64)	(1,61)	(2,02)	(2,02)	(2,10)	(1,93)	(2,05)
R^2	0,7163	0,7068	0,7237	0,7307	0,7305	0,7289	0,7269
			variable de capital humano = H				
	[3.1]	[3.2]	[3.3]	[3.4]	[3.5]	[3.6]	[3.7]
AVRD	0,0223		0,0205	-0,0012	0,0023		
	(2,97)		(2,43)	(0,04)	(0,10)		
CAVH		0,0035	0,0012	-0,009		-0,0008	
		(0,98)	(0,37)	(0,18)		(0,22)	
AVRD*CAVH				0,0033	0,0026	0,0031	0,0029
				(0,71)	(0,94)	(2,42)	(3,33)
$\ln s_h/(\delta+g+n)$ (Γ_h)	0,0077	0,0067	0,008	0,0081	0,0082	0,0081	0,0082
	(1,64)	(1,38)	(1,68)	(1,70)	(1,73)	(1,71)	(1,75)
R^2	0,7163	0,7026	0,7168	0,7184	0,7187	0,7189	0,7187

Notas: Estadísticos t entre paréntesis debajo de cada coeficiente. La especificación utilizada corresponde a la ecuación [5] del cuadro anterior.

CUADRO 10
ECUACIONES CON VARIOS INDICADORES DE CAPITAL HUMANO

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
AVRD				0,02	
				(3,01)	
CAVL2			–0,0096	–0,0054	–0,0116
			(0,13)	(0,11)	(0,23)
AVRD*CAVL2	0,0554	0,037			
	(3,21)	(1,16)			
CAVL3	0,0319		0,292	0,198	
	(0,25)		(1,28)	(1,32)	
CAVL3*AVRD		0,0817			0,212
		(0,73)			(2,73)
$\ln s_h/(\delta+g+n)$ (Γ_h)	0,0097	0,0099	0,0078	0,0098	0,0095
	(2,03)	(2,09)	(1,58)	(2,01)	(1,99)
R^2	0,7287	0,7302	0,7068	0,7237	0,7271

CUADRO 11
CORRELACION ENTRE DIVERSOS INDICADORES DE I+D Y EDUCACION

	CAVRD	AVRD* CAVL2	CAVL2	CAVL3	CAVH	CAVH2	CAVH3
AVRD	0,9465	0,7628	0,3186	0,2536	0,3792	0,3654	0,2869
CAVRD	1	0,8256	0,3954	0,3453	0,3891	0,4483	0,3819
AVRD*CAVL2		1	0,7481	0,6813	0,6279	0,7965	0,7248
CAVL2			1	0,814	0,8573	0,9306	0,813
CAVL3				1	0,7303	0,7869	0,988
CAVH					1	0,6897	0,7426
CAVH2						1	0,7862
CAVH3							1

El Cuadro 10 muestra que los datos no permiten refinar demasiado la especificación de la tasa de progreso técnico. Cuando se utilizan combinaciones de varios indicadores de capital humano y/o gasto en I+D sólo uno de ellos resulta significativo en el mejor de los casos. El Cuadro 11 sugiere que el problema se debe a que la existencia de una alta correlación entre los distintos indicadores impide separar con claridad sus contribuciones a la tasa de progreso técnico.

En conclusión, nuestros resultados confirman los resumidos en la sección anterior y apuntan además hacia la existencia de una fuerte complementariedad entre nivel educativo e inversión en I+D que tiende a

reforzar el énfasis que se ha puesto en la literatura sobre la interacción entre formación y cambio tecnológico. Aunque no es posible afinar demasiado la especificación, parece existir evidencia clara de que tanto el nivel educativo de la población como el esfuerzo inversor en actividades de I+D son determinantes importantes de la tasa de progreso técnico y de que las contribuciones de estas dos variables tienden a reforzarse mutuamente. Por otro lado, el efecto de nivel del capital humano es positivo y significativo en nuestra especificación preferida, pero este resultado resulta ser muy frágil, tal como señalan Levine y Renelt (1992) y Andrés, Doménech y Molinas (1996), a la especificación utilizada y a la elección de regresores.

4. CONCLUSION

Este artículo se ha centrado en la relación entre educación, productividad y crecimiento económico. Tras repasar la literatura empírica sobre el tema, hemos analizado la contribución del capital humano al crecimiento en los países de la OCDE partiendo de una extensión del modelo de MRW (1992) que permite la posibilidad de *efectos de tasa* del capital humano y otras variables. Nuestros resultados tienden a confirmar las conclusiones de trabajos previos sobre la importancia de la educación como determinante del ritmo de progreso técnico y sugieren que existe una fuerte complementariedad entre la formación de capital humano y el gasto en I+D. En concordancia con la literatura, nuestros resultados sobre el impacto directo del nivel educativo sobre la productividad (los llamados efectos de nivel) son bastante frágiles a la especificación utilizada. Sin embargo, este resultado podría deberse a la presencia de errores de medición sustanciales en los datos y apunta más bien a la necesidad de construir mejores índices de educación que a la inexistencia de efectos de nivel.

APENDICE: LA EDUCACION EN LA OCDE Y EN ESPAÑA

Aunque los resultados que hemos repasado en este trabajo no son tan concluyentes como sería deseable, la evidencia existente sí permite afirmar con cierta confianza que el nivel de formación de la fuerza labo-

ral es un determinante importante de la tasa de crecimiento de la productividad, probablemente a través de su contribución a la capacidad de absorción tecnológica de los trabajadores. La estrecha relación entre educación y progreso técnico, a su vez, sugiere que la composición del *stock* educativo podría ser tan importante como su tamaño.[16] Si bien los datos disponibles no nos han permitido investigar esta hipótesis en detalle, cabe esperar que la formación técnica y profesional —tanto a nivel secundario como universitario— tenga un mayor impacto sobre el crecimiento de la productividad que los estudios de carácter más «humanístico».

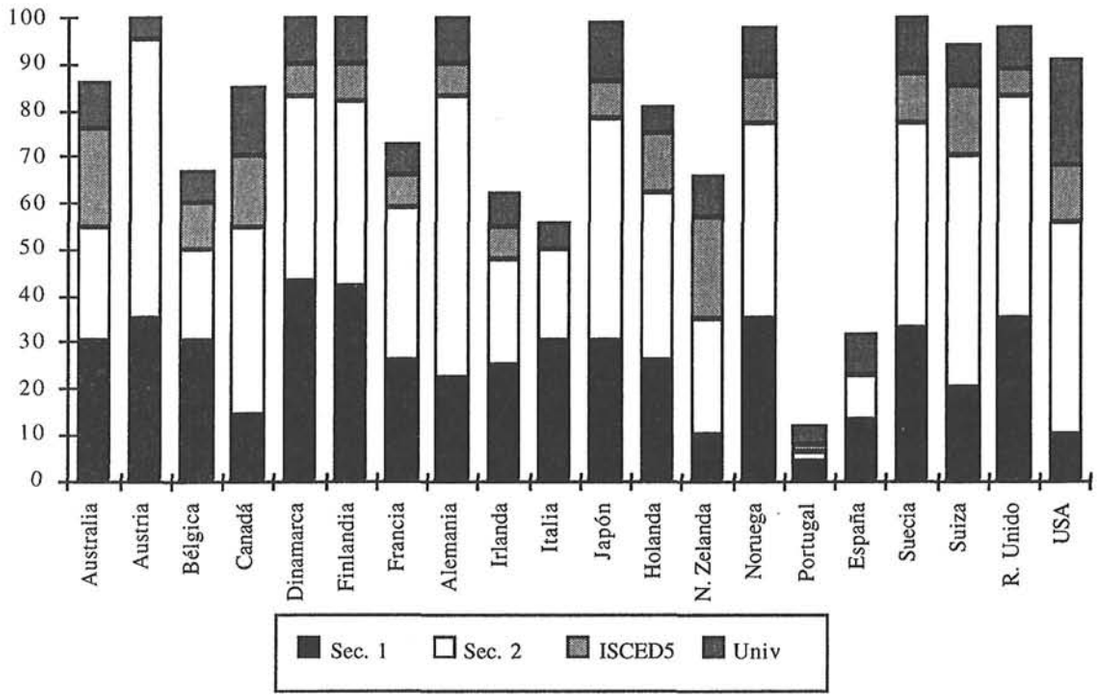
Desde esta perspectiva, la equiparación del nivel educativo de la población española con los de otros países de nuestro entorno es una condición necesaria para la tan deseada convergencia real. Resulta por tanto de interés comparar los valores de algunos indicadores de nivel y esfuerzo educativo en España con los correspondientes a otros países industrializados para así cuantificar el déficit educativo de nuestro país y valorar la idoneidad del esfuerzo que se está realizando para reducir éste.

Los datos disponibles sugieren la siguiente valoración. En términos de los años medios de educación de la población en su conjunto, nuestro país sufre un retraso considerable con respecto a la mayoría de los países de la OCDE. La situación es, sin embargo, mucho más favorable en lo que concierne al nivel de formación de los más jóvenes. Las tasas de escolarización españolas son equiparables a las de otros países europeos e incluso superiores a las de muchos de ellos. A medio y largo plazo, por tanto, la desventaja de la que partimos acabará corrigiéndose si se mantienen los niveles actuales de esfuerzo. Sin embargo, existen indicios de dos deficiencias preocupantes en la política educativa española. La primera es que la escasez de recursos podría comprometer la calidad de la formación. En efecto, los niveles de gasto educativo en nuestro país son muy bajos en relación a la media europea, incluso cuando se miden en relación al PIB per cápita. La segunda es una cierta desatención a los estudios técnicos y profesionales que hace sospechar que la composición de la oferta educativa no es la más adecuada desde el punto de vista de las necesidades de nuestro mercado de trabajo.

---

[16] Algunos trabajos en la literatura ofrecen indicios en este sentido. Véase por ejemplo Bieda (1970) y Murphy, Shleifer y Vishny (1991).

GRAFICO A.1
NIVEL DE FORMACION DE LA POBLACION DE ENTRE 25 Y 64 AÑOS DE EDAD
1988



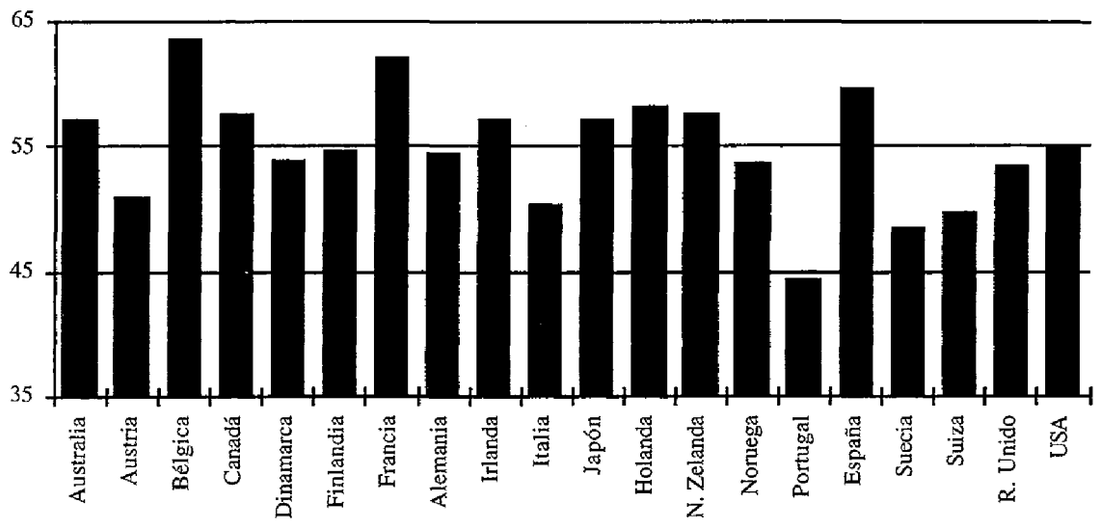
Nota: La enseñanza secundaria de segundo grado (Sec 2) incluye los programas de aprendizaje en colaboración con empresas (*apprenticeships*) y formación profesional. El nivel 5 de la clasificación internacional estándar para la educación (ISCED 5) comprende programas cortos de formación postsecundaria que no llevan a la obtención de un título universitario. Generalmente, se trata de cursos de formación profesional avanzada. Los programas propiamente universitarios se incluyen en las categorías ISCED6 e ISCED7 (estudios de posgrado).

Los datos en que se apoya este diagnóstico se resumen en las figuras siguientes.[17] El Gráfico A.1 confirma el retraso educativo de nuestro país, sobre todo en lo que concierne a la educación secundaria y profesional. En términos de la fracción de la población adulta que ha completado al menos la educación secundaria, España ocupa la penúltima plaza, por delante tan sólo de Portugal. Combinando el segundo ciclo de secundaria con la formación superior de carácter profesional,[18] la distancia entre la media de los 20 países considerados y España es abismal: mientras que un 45% de la población de estos países ha completado, en promedio, al menos uno de estos dos tipos de estudios, sólo un 10% de la población española ha alcanzado un nivel de cualificación similar.

[17] La principal fuente utilizada en esta sección es una base de datos elaborada por la OCDE (*Education at a Glance,* 1992) que contiene información mucho más detallada que la suministrada por Barro y Lee. Lamentablemente, estas estadísticas están disponibles tan sólo para un número limitado de años y países, lo que nos ha impedido utilizarlas en el análisis econométrico de las secciones anteriores. Algunas discrepancias entre las dos fuentes nos hacen suponer que las cifras de Barro y Lee no siempre incluyen a los individuos que han seguido cursos de formación profesional, particularmente cuando ésta se realiza a tiempo parcial.

Los datos utilizados se refieren a 1988 o, en su defecto, al año más próximo disponible. Hemos excluido algunos miembros de la OCDE para los que los datos son bastante incompletos.

GRAFICO A.2
FRACCION DE LA POBLACION DE 2 A 29 AÑOS DE EDAD QUE CURSA ESTUDIOS

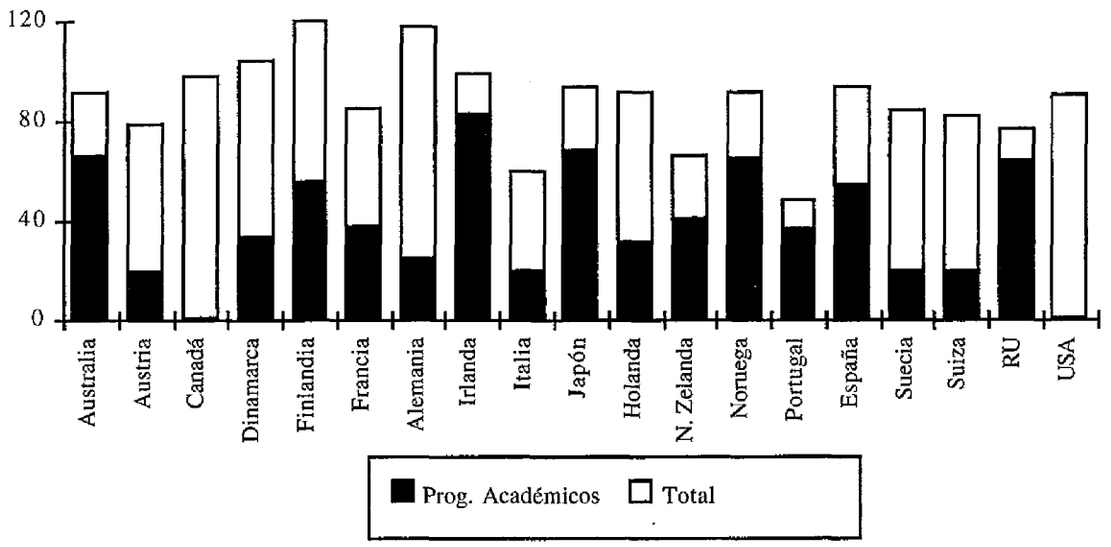


Nota: Número total de estudiantes (en equivalente a dedicación completa) en centros privados y públicos como fracción de la población con edades comprendidas entre los 2 y los 29 años.

El Gráfico A.2 muestra que la causa inmediata de nuestra desventaja educativa hay que buscarla en el bajo nivel de formación de la población de mayor edad. La tasa de escolarizacion total española (definida como la fracción de la poblacion de 2 a 29 años que cursa estudios) es inferior tan sólo a las de Francia y Bélgica. Aunque sobre estas cifras influyen las diferencias entre las pirámides de edades de los distintos países, un examen más detallado de las tasas de escolarización a distintos niveles lleva a una conclusión parecida. A nivel del segundo ciclo de educación secundaria, la tasa de escolarización española está 6 puntos por encima de la media de los 19 países que aparecen en el Gráfico A.3. Cuando consideramos tan sólo los programas de carácter general o académico, esta diferencia aumenta a 11 puntos; en términos de formación profesional, sin embargo, España está 4 puntos por debajo de la media (de los 17 países en los que existen dos ramas diferenciadas a este nivel).

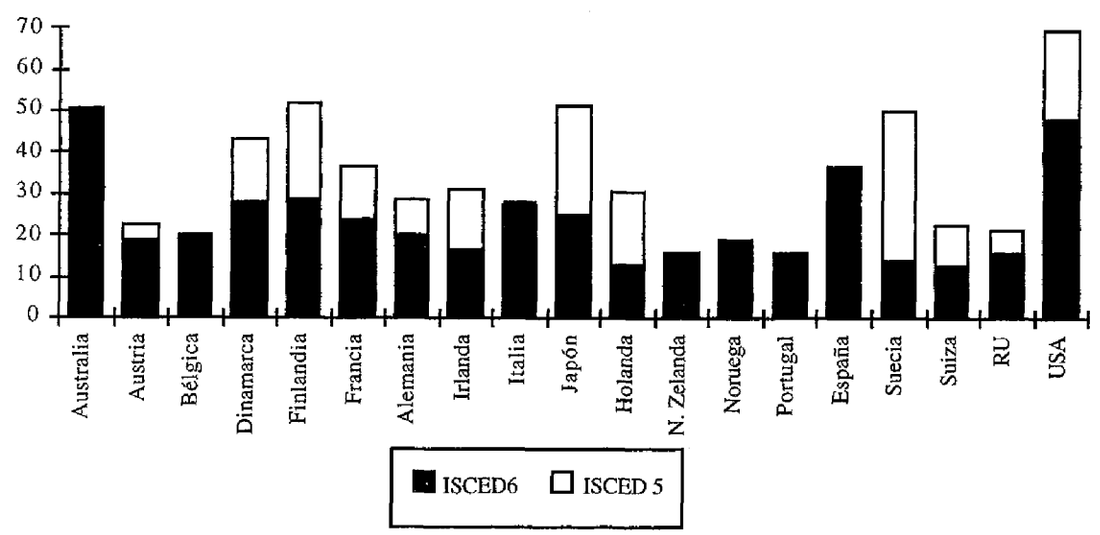
[18] Según las estadísticas de la OCDE, los estudios a nivel ISCED5 son prácticamente inexistente en nuestro país. Aunque es probable que algunos de los programas de primer ciclo universitario no sean muy distintos de los clasificados como de formación profesional avanzada en otros países, la importancia de este tipo de estudios es ciertamente reducida en España. (Vése la nota al Gráfico A.1).

GRAFICO A.3
TASAS DE ESCOLARIZACION EN EL SEGUNDO CICLO DE SECUNDARIA



Nota: Número de estudiantes en segundo ciclo de secundaria como porcentaje de la población total que, de acuerdo con su edad, podría estar cursando estos estudios. En Estados Unidos no existen centros de educación secundaria dedicados específicamente a la formación profesional, aunque estudios de este tipo se imparten en muchas escuelas públicas. En Canadá sí existen centros especializados a partir del onceavo curso, pero no se dispone de cifras desglosadas.

GRAFICO A.4
ACCESO A LA EDUCACION SUPERIOR



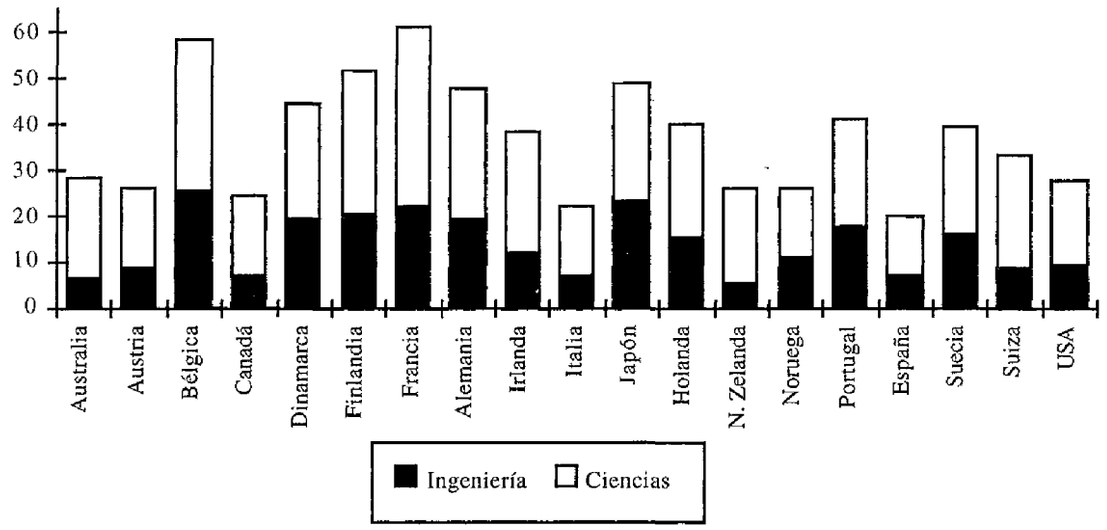
Nota: Estudiantes de primer año a niveles ISCED5 e ISCED6 como fracción de la población total con la edad correspondiente al inicio de los estudios post-secundarios. En España, el peso del nivel 5 es nulo. En algunos países el dato correspondiente al nivel 5 no está disponible aunque sí existen tales estudios.

La situación es muy parecida en la educación superior —y mucho más extrema en lo que concierne al desequilibrio entre programas académicos y de formación profesional. La tasa de acceso a los estudios propiamente universitarios (ISCED6) en España es 13 puntos superior a

la media de los 19 países. Cuando consideramos conjuntamente los estudios superiores universitarios y no universitarios (ISCED5), sin embargo, esta cifra se reduce a 2,5 puntos. (Véase el Gráfico A.4). El poco peso de la formación técnica dentro de la universidad española se aprecia claramente en el Gráfico A.5. Mientras que en los 19 países considerados una media del 37% de los graduados son ingenieros o científicos, tan sólo un 20% de los licenciados españoles han cursado estas disciplinas.

GRAFICO A.5

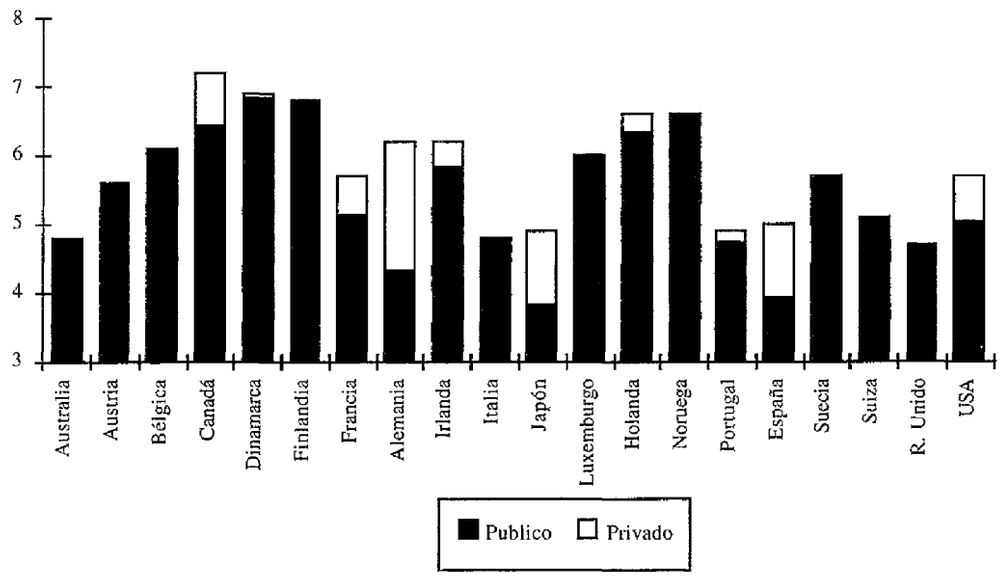
GRADUADOS UNIVERSITARIOS EN CIENCIAS E INGENIERIA COMO PORCENTAJE DEL TOTAL



Nota: para algunos países el gasto privado en educación no está disponible, pero no es necesariamente cero.

GRAFICO A.6

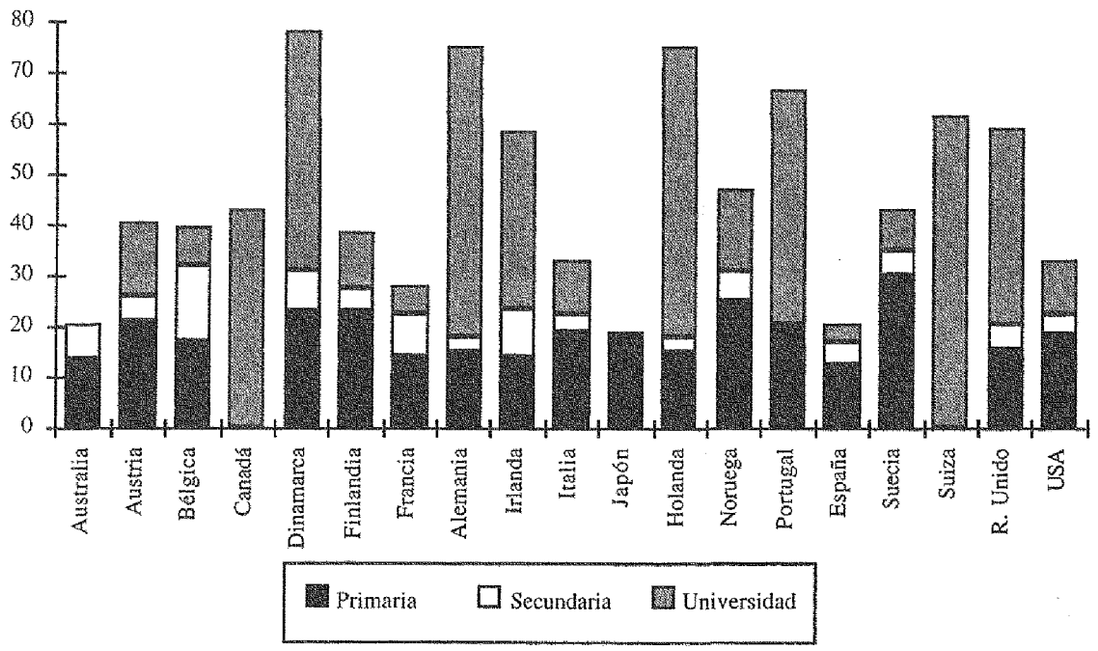
GASTO EN EDUCACION COMO PORCENTAJE DEL PIB



Nota: para algunos países no hay datos para todos los niveles.

Finalmente los Gráficos A.6 y A.7 muestran dos indicadores de gasto educativo. España es uno de los países con un menor nivel de gasto público en educación en relación al PIB. Si bien es cierto que el gasto privado es superior al promedio, este factor no altera nuestra situación relativa sustancialmente. Nuestro país también se sitúa en los últimos puestos de la OCDE en términos del gasto por estudiante (como fracción del PIB per cápita), sobre todo a nivel universitario. (Gráfico A.7)

GRAFICO A.7
GASTO PUBLICO POR ESTUDIANTE COMO % DEL PIB PER CAPITA



Nota: para algunos países no hay datos para todos los niveles.

REFERENCIAS

Andrés, J., R. Doménech y C. Molinas (1996): «Macroeconomic Performance and Convergence in OECD Countries», DT 96-02, Universidad de Valencia.

Azariadis, C. y A. Drazen (1990): «Threshold Externalities in Economic Development», *Quarterly Journal of Economics* CIV, 501-26.

Barro, R. (1991): «Economic Growth in a Cross Section of Countries», *Quarterly Journal of Economics* CVI (2), 407-43.

Barro, R. y X. Sala (1992): «Convergence», *Journal of Political Economy* 100(2), 223-251.

Barro, R. y J. W. Lee (1993): «International Comparisons of Educational Attainment», *Journal of Monetary Economics* 32, 363-94.

Barro, R. y J. W. Lee (1994): «Sources of Economic Growth», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 40, 1-46.

Baumol, W., S. A. Batey Blackman y E. Wolf (1989): *Productivity and American Leadership: the Long View*, MIT Press, Cambridge, Mass.

Benhabib, J. y M. Spiegel (1992): «The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country and Regional US Data», Mimeo, New York University.

Benhabib, J. y M. Spiegel (1994): «The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data», *Journal of Monetary Economics* 34, 143-73.

Bieda, K. (1970): «The Pattern of Education and Economic Growth», *The Economic Record*, 368-79.

Cass, D. (1965): «Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation», *Review of Economic Studies* XXXII, 223-40.

de la Fuente, A. (1994): «Crecimiento y convergencia: un panorama selectivo de la evidencia empírica», *Cuadernos Económicos* del ICE 58(3), 23-70.

de la Fuente, A. (1995): «Catch-up, Growth and Convergence in the OECD», CEPR Discussion Paper no. 1274.

de la Fuente, A. y J. M. da Rocha (1994): «Capital humano, productividad y crecimiento.» en *Crecimiento y Convergencia Regional en España y Europa*, Vol. II. IAE, Barcelona.

Denison, E. (1962a): *The Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives Before Us*. Committee for Economic Development, Washington D.C.

Denison, E. (1962b): «Education, Economic Growth and Gaps in Information», *Journal of Political Economy*.

Koopmans, T. (1965): «On the Concept of Optimal Economic Growth» en *The Econometric Approach to Development Planning*, North-Holland, Amsterdam.

Kyriacou, G. (1991): «Level and Growth Effects of Human Capital: a Cross-Country Study of the Convergence Hypothesis», Mimeo, New York University.

Landau, D. (1983): «Government Expenditure and Economic Growth: a Cross-Country Study», *Southern Economic Journal* 49, 783-92.

Landau, D. (1986): «Government and Economic Growth in the Less Developed Countries: an Empirical Study for 1960-80», *Economic Development and Cultural Change* 35, 35-75.

Lau, I, S. Bhalla y F. Louat (1991): «Human and Physical Capital Stocks in Developing Countries: Construction of Data and Trends», Draft mimeo, World Development Report, the World Bank.

Lau, L, D. Jamison y F. Louat (1991): «Education and Productivity in Developing Countries: an Aggregate Production Function Approach», Report no. WPS 612, the World Bank.

Levine, R. y D. Renelt (1992): «A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions.» *American Economic Review* 82(4), 942-63.

Lucas, R. (1988): «On the Mechanics of Economic Development», *Journal of Monetary Economics* 22, 3-42.

Mankiw, G., D. Romer y D. Weil (1992): «A Contribution to the Empirics of Economic Growth», *Quartely Journal of Economics* CVII, 407-37.

Murphy, K., A. Shleifer y R. Vishny (1991): «The Allocation of Talent: Implications for Growth», *Quarterly Journal of Economics*, 503-30.

Nehru, V., E. Swanson y A. Dubey (1995): «A New Database on Human Capital Stocks in Developing and Industrial Countries: Sources, Methodology and Results», *Journal of Development Economics* 46, 379-401.

Nelson, R. y E. Phelps (1966): «Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth», *American Economic Review Papers and Proceedings* 66, 69-82.

OECD (1990): *L'Enseignement dans les Pays de l'OCDE*, 1987-88. París.

OECD (1992): *Education at a Glance*. París.

Psacharopoulos, G. y A. Arriagada (1986): «The Educational Composition of the Labour Force: an International Comparison», *International Labour Review* 125(5), 561-74.

Romer, P. (1989): «Human Capital and Growth: Theory and Evidence», NBER Working, Paper no. 3173.

Schultz, T. (1960): «Capital Formation by Education», *Journal of Political Economy* 69, 571-83.

Schultz, T. (1961): «Investment in Human Capital», *American Economic Review* 51, 1-17.

Stokey, N. (1994) «Comment on Barro and Lee», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 40, 47-57.

Summers, R. y A. Heston (1991): «The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-88», *Quarterly Journal of Economics* CVI(2), 327-368.

UNESCO (varios años): *Statistical Yearbook,* Paris.

Uzawa, H. (1965): «Optimum Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth», *International Economic Review* 6(1), 18-31.

Welch, F. (1970): «Education in Production», *Journal of Political Economy* 78, 35-59.

ABSTRACT

This paper analyzes the relationship between educational investment and economic growth. After reviewing the relevant literature, we develop an extension of the MRW model which incorporates a catch-up effect and allows for both rate and level effects from human capital and other variables. Using this model we derive various specifications of a convergence regression which we estimate using panel data for the OECD. The results tend to confirm those of other recent studies and point also to the existence of strong complementarities between the stock of human capital and R&D investment.

MONEDA Y CREDITO N.º 203 (1996)

Separabilidad entre consumo duradero y no duradero: resultados microeconómicos para España*

MARTA DEL OLMO HOYOS
BANCAJA

1. INTRODUCCION

La validez de la hipótesis de la renta permanente como explicación del consumo se ha puesto en tela de juicio en numerosas ocasiones. Desde que esta teoría fue postulada por Friedman (1957) y Modigliani (1954) ha sido ampliamente contrastada, obteniéndose resultados tanto a favor como en contra de la misma.

Una característica digna de resaltar en esta línea de investigación ha sido la escasa importancia que se ha dado al gasto de los consumidores en bienes duraderos. Una de las posibles causas radica en que el desarrollo de la teoría se ha centrado en el consumo, y si bien esto no es relevante para los bienes no duraderos, en el caso de bienes que presentan cierta durabilidad es crucial la distinción entre el consumo y el gasto realizado. Otro factor que también puede explicar el limitado tratamiento que han recibido los bienes duraderos en la literatura es la imposibilidad de obtener datos reales de consumo duradero, en contraposición al gasto en este tipo de bienes.

* Quiero agradecer a Samuel Bentolila su orientación y supervisión inicial en la realización de este artículo; a Jorge Padilla sus sugerencias teóricas y a J. David López-Salido el haberme proporcionado los datos empleados. Además, quiero expresar mi agradecimiento a Angel Estrada, a Marco Becht, a los profesores del Dpto. de Análisis Económico de la Facultad de CC. Económicas de la Universidad de Valencia sus comentarios, a los dos evaluadores anónimos sus precisiones y sugerencias —que han sido de gran ayuda—, y en general, a todas las personas que me han alentado en la realización de este trabajo. Gracias a todos ellos este artículo puede ver la luz. Cualquier error u omisión es de mi total responsabilidad.

Sin embargo, cuando obviamos los bienes duraderos en los estudios estamos olvidando un componente del gasto que, aparte de ser cuantitativamente muy relevante, es el que presenta mayor variabilidad y un comportamiento cíclico más marcado.

Además, este tipo de gasto puede ser considerado como una situación intermedia entre consumo e inversión. Así, dado que el gasto agregado de consumo comprende tanto el componente duradero como el no duradero, el agregado no es una buena variable a la hora de estudiar la toma de decisiones que se refieran al consumo como tal.

Esto se explica por el hecho de que en el caso de los bienes no duraderos la distinción entre gasto y consumo no es necesaria, dado que ambos conceptos tienen el mismo significado por la fungibilidad de este tipo de bienes. No obstante, en el caso de los bienes duraderos esta distinción es crucial debido a que al realizar un gasto en un bien de este tipo lo que estamos adquiriendo en realidad es el derecho a consumir el flujo de servicios que dicho bien nos va a proporcionar a lo largo de su vida útil.

De ahí, la importancia de determinar la existencia o no de separabilidad entre las decisiones de consumo en bienes duraderos y no duraderos en relación al fin último: minimizar errores en la implementación de medidas de política económica relacionadas con el componente más importante de la demanda.

En este sentido, el carácter de inversión que supone realizar un gasto en bienes duraderos implica que el impacto de políticas de demanda tales como modificación de las condiciones crediticias, variación en los tipos de interés o en la fiscalidad en general, y, en particular sobre el ahorro financiero, es diferente en relación al gasto en bienes no duraderos.

Al estimar con rigor funciones de consumo que únicamente consideran bienes no duraderos hemos de proceder en dos etapas, la primera de ellas es determinar si existe separabilidad entre el consumo de bienes duraderos y no duraderos, y la segunda, una vez hemos respondido afirmativamente a la primera, consiste en estimar la ecuación que hemos postulado. Por ello, si se estiman ecuaciones de consumo no duradero sin contrastar la existencia de separabilidad en relación a los no duraderos y se da por válida esta hipótesis cuando en realidad no lo es, se estaría estimando una ecuación mal especificada. Lo mismo sucedería en la contrastación de la teoría mediante la estimación de las condiciones de primer orden de la maximización de la utilidad (ecuaciones de Euler).

El objetivo primordial de este trabajo consiste en estudiar la primera etapa del problema señalado, teniendo en cuenta distintos tipos de bienes no duraderos y estimando una ecuación derivada de la condición de primer orden de un problema de maximización intertemporal en tiempo discreto para cada uno de ellos. Por tanto, se trata de comprobar si los estudios de la teoría del ciclo vital que suponen la existencia de separabilidad están correctamente especificados.

El modelo teórico que se presenta así como las técnicas econométricas utilizadas son standard en esta literatura, existiendo enfoques alternativos con el objeto de abordar la misma cuestión[1]. La elección del enfoque presentado en el trabajo se debe, por un lado, a la simplicidad operativa que ofrece este método y a que el coste asociado al empleo de otro método alternativo no compensa el beneficio a obtener, ya que los resultados no varian sustancialmente.

La aportación principal de este estudio consiste en el desglose que se realiza del componente de bienes que, en principio, se consideran no duraderos y en contrastar la presencia o ausencia de separabilidad entre estas diferentes categorías y el componente duradero del consumo, empleando datos microeconómicos para el caso español[2].

El trabajo comienza con una primera sección en la que se presenta el modelo teórico, para pasar a considerar en el segundo apartado la especificación del modelo econométrico y la técnica de estimación empleada. En la sección tercera abordamos la descripción y tratamiento de los datos. Posteriormente, se presentan los resultados obtenidos en relación al objetivo básico del trabajo y también el resto de resultados derivados de las hipótesis que hemos sometido a contraste y que más adelante se detallan. Por último, el sexto apartado recoge las conclusiones obtenidas.

2. MODELO TEORICO

En el análisis de la teoría del consumo y su posterior contrastación empírica se pueden distinguir tres grandes líneas de investigación: la primera está asociada al estudio de las condiciones de primer orden del

[1] Más adelante, en la presentación del modelo teórico, se citan los enfoques alternativos más relevantes para acometer el problema planteado.

[2] Bover y Estrada (1994) presentan un planteamiento teórico similar pero persiguen objetivos totalmente distintos, ya que no desglosan diferentes categorías de bienes, sino que plantean la existencia o no de separabilidad entre el conjunto de bienes duraderos y el gasto en adquisición de vivienda.

problema de optimización individual, la segunda se centra en la obtención de una función de consumo derivada del enfoque de la teoría del ciclo vital y la tercera se basa en los sistemas de demanda derivados de funciones de costes (SNAP, AIDS, etc.).

La línea que se sigue en este trabajo es la primera, de modo que tratamos de estimar la condición de primer orden (ecuación de Euler) derivada del problema de maximización intertemporal en tiempo discreto para la unidad familiar.

Una característica importante de la función de utilidad empleada es la existencia de no separabilidad intertemporal en la función de utilidad, debido a la presencia del *stock* de bienes de consumo duradero como uno de los argumentos. La especificación de la utilidad empleada nos permitirá contrastar si la separabilidad entre los bienes de consumo duradero y no duradero es efectiva. Si es así, la separabilidad será un supuesto razonable en la estimación de ecuaciones de consumo que únicamente consideran la existencia de bienes no duraderos.

Al mismo tiempo, se permite una mayor flexibilidad en la función de utilidad, al introducir como argumento adicional un índice de características individuales y familiares, lo cual nos permite captar en qué medida varía el consumo cuando cambian estas características y cuando se introduce un mayor número de estas variables cualitativas. Al enriquecer la función de utilidad en este sentido podemos captar los efectos fijos individuales y tener en cuenta la heterogeneidad inobservable existente entre las familias que son objeto de estudio.

Este modelo encaja en una raíz microeconómica que ha sido ampliamente estudiada en la literatura reciente, en la que son fundamentales las características individuales y permite una contrastación de la teoría del ciclo vital más adecuada que la realizada con datos agregados[3].

La teoría subyacente al modelo empírico estudia el comportamiento de un hogar[4] que elige el nivel de consumo no duradero C, y el *stock* de consumo duradero S, para maximizar una función de utilidad esperada intertemporal que adopta la forma siguiente[5]:

---

[3] Esta proliferación de estudios de sólida base microeconómica se debe fundamentalmente a la crítica que se ha realizado a las estimaciones de la ecuación de Euler con datos agregados (véase Deaton (1992)).

[4] El hogar se define como el grupo de personas que comparten una misma vivienda y consumen con cargo a un mismo presupuesto.

[5] En el Apéndice Técnico se amplía la especificación de la función de utilidad para contemplar distintas posibilidades en relación a la separabilidad o no separabilidad con distintos tipos de bienes .

Es importante señalar que la presencia de S_τ en la función de utilidad instantánea induce la existencia de no separabilidad intertemporal, ya que S_τ representa el *stock* de bienes que tienen un determinado grado

$$E_t\left\{\sum_{\tau=t}^{T}\frac{1}{(1+\rho)^{\tau}}\,v_{\tau}\left(C_{\tau},\,S_{\tau},\,F\left(Z_{\tau}\right)\right)\right\} \qquad (1)$$

donde E_t (.) es el operador esperanza matemática condicionado a la información disponible en el momento t, ρ es el parámetro de preferencia temporal, de modo que $1/(1+\rho)^{\tau}$ es el factor que permite descontar la utilidad futura y poderla equiparar a la utilidad presente, y F(Z) es un índice de características personales y familiares Z. Es decir, la utilidad de la que el individuo va a disfrutar a lo largo de toda su vida (desde t hasta T) —proyectada hasta el presente— será la suma descontada de todas las «utilidades» que obtenga en cada momento del tiempo, que dependerá de su elección sobre el consumo —de cualquier tipo— que realice y de sus características personales.

El problema de optimización especifica una función de utilidad esperada porque existe incertidumbre en relación a la corriente de utilidad futura de la que va a disfrutar el individuo, debido a que pueden existir *shocks* que perturben tanto el tipo de interés, como las rentas del trabajo, los precios o la riqueza financiera líquida de que dispone el agente, términos todos ellos que aparecen en la restricción presupuestaria en cada período.

En el problema de maximización, la función de utilidad está sujeta a una secuencia de restricciones presupuestarias —una para cada período—, de las cuales, la correspondiente al período τ muestra que la riqueza financiera (no humana) líquida: A (rentas directas o imputadas distintas de las procedentes del trabajo que pueden convertirse en dinero con un coste mínimo), de que dispone un individuo en un período incluye los ingresos imputables a ese período, que son: la riqueza que tenía en el período anterior aumentada por los intereses reales que ha devengado (r es el tipo de interés real, es decir, el tipo de interés legal del dinero deflactado por el IPC) más las rentas procedentes del trabajo Y, menos los gastos producidos en el período, que comprenden el valor del consumo tanto de bienes duraderos como no duraderos. Así, p_c es el precio del bien de consumo no duradero (datos de IPC trimestralizado), p_s es el precio del conjunto de

---

de durabilidad y, por tanto, generan persistencia en el consumo. Así, la raíz unitaria en el consumo se sigue manteniendo (como en el caso en el que únicamente existían bienes no duraderos), pero ahora los cambios en el consumo ya no están incorrelacionados serialmente debido a que la presencia de bienes duraderos en la función de utilidad genera una perturbación con una estructura de media móvil de orden 1 y con un parámetro igual a —(1-ϑ).

bienes duraderos (datos de IPC trimestralizado) y cd es el consumo de bienes duraderos. La ecuación que compila esta información es:

$$A_{\tau} = (1+r_{\tau-1})\,A_{\tau-1} + Y_{\tau} - p_{c\tau}\,C_{\tau} - p_{s\tau}\,cd_{\tau} \qquad (2)$$

$$p_{c\tau} > 0$$
$$p_{s\tau} > 0$$

El individuo se plantea maximizar la ecuación (1) sujeta a la restricción presupuestaria (2) teniendo en cuenta que el *stock* de bienes de consumo duradero en cada período es el *stock* en el período anterior, que se ve reducido por la depreciación experimentada mientras que la compra de duraderos en cada período aumenta el stock disponible en ese momento del tiempo. Así, el *stock* de bienes de consumo duradero evoluciona de acuerdo a la ecuación[6]:

$$S_t = (1-\vartheta)\,S_{t-1} + cd_t \qquad (3)$$

donde ϑ es la tasa de depreciación de los bienes duraderos, estando comprendida entre cero y uno (se considera invariante con los hogares y con el tiempo por mayor sencillez. Por tanto, la estimación de la tasa de depreciación será una media de las tasas de depreciación de todos los hogares en el período muestral).

Todas las variables que se emplean en el problema de optimización se consideran variables específicas a cada unidad familiar, excepto los precios, el tipo de interés y la tasa de depreciación de los bienes duraderos.

De la maximización de la función de utilidad sujeta a la secuencia de restricciones presupuestarias obtenemos las condiciones de primer orden, a partir de las cuales llegamos a la versión lineal de la ecuación de Euler[7], cuyo significado es que la utilidad proporcionada por una unidad adicional de consumo hoy es igual al valor presente descontado de la utilidad obtenida al consumir una unidad adicional mañana, de modo que el individuo, al ser indiferente entre ambas alternativas de consumo, se encuentra en un óptimo:

---

[6] Sustituyendo (3) en (2) obtenemos la restricción presupuestaria efectiva que nos permite derivar las condiciones de primer orden.

[7] En el Apéndice Técnico se aporta mayor información sobre la obtención de las condiciones de primer orden y la posterior derivación de la ecuación de Euler.

$$E_t\left[\frac{(1+r_t)}{(1+\rho)}\,\frac{p'_{st}}{p'_{st+1}}\left(\frac{\dfrac{\partial U_{t+1}}{\partial S_{t+1}}}{\dfrac{\partial U_t}{\partial S_t}}\right)\right] = 1 \qquad (4)$$

En el siguiente apartado pasamos a dar contenido empírico a la especificación teórica de esta función de utilidad, para obtener una expresión de las condiciones de primer orden que sea estimable.

3. ESPECIFICACION ECONOMETRICA

Supongamos una función de utilidad instantánea según la cual el «bienestar» del individuo (hogar) depende de su consumo de bienes, tanto duraderos como no duraderos, y de sus características personales y familiares[8]:

$$\begin{aligned} v(C_t, S_t, F(Z_t)) = &- \frac{1}{\varphi}\exp - \left\{\alpha C_t + \beta S_t + \gamma' Z_t + \eta\right\} \\ &- \frac{1}{\sigma}\exp - \left\{\xi C_t + \delta' Z_t + \eta\right\} \end{aligned} \qquad (5)$$

Como se puede ver, se consideran dos términos exponenciales en la función de utilidad teórica para evitar posibles errores de especificación[9]. Hemos introducido un término genérico $F(Z_t)$ que en la especificación empírica toma la forma: $\gamma' Z_t+\eta$. En esta expresión tenemos dos componentes: en primer lugar, un componente estocástico observable (vector Z_t) que incluye las características del hogar que son relevantes en la decisión de consumo, tales como tipo de hogar, número de miembros, número de hijos y variables de oferta de trabajo; y en segundo lugar, un componente no observable o efecto fijo (parámetro η).

Empleando el procedimiento de maximización intertemporal en tiempo discreto presentado en el anterior apartado, obtenemos la ecua-

[8] La función de utilidad considerada es de buen comportamiento, ya que es estrictamente creciente, posee primeras derivadas positivas y segundas derivadas menores o iguales a cero. Cabe destacar que esta función de utilidad no es ni fuertemente (aditivamente) ni débilmente separable.

[9] En el Apéndice Técnico se da una explicación más detallada sobre esta cuestión, considerando una función de utilidad teórica más general que trata de evitar los posibles errores de especificación dependiendo de los resultados empíricos que obtengamos.

ción de Euler correspondiente a la especificación de la función de utilidad elegida[10]. Esta ecuación refleja la igualación en el tiempo de las utilidades esperadas del consumo duradero.

La estimación de la ecuación de Euler puede abordarse desde dos puntos de vista: por una parte, podemos realizar una estimación no lineal, tal y como se presenta en el Método Generalizado de los Momentos (MGM) y por otra parte, podemos linealizar la ecuación a través de la metodología de los modelos lineales para datos de panel con expectativas racionales. Así, se adopta una versión lineal de la ecuación de Euler, lo que implica introducir un error de aproximación[11]. Las implicaciones de este procedimiento en términos de error de medida se discuten más adelante.

Nuestro objetivo es obtener una ecuación que, incluyendo los elementos de los que depende la utilidad —consumo duradero y no duradero y características específicas a la unidad familiar—, sea empíricamente tratable, de modo que podamos contrastar a través de la significatividad de determinados parámetros la hipótesis de separabilidad.

No obstante, el primer problema que encontramos es que, en principio, la ecuación susceptible de ser estimada presenta como variable dependiente la tasa de variación del *stock* de bienes duraderos[12], con lo cual, no se puede estimar dado que no disponemos de datos sobre esta variable. Por lo tanto, si queremos estimar una expresión de este tipo hemos de asimilar la tasa de variación del *stock* de bienes duraderos a la tasa de variación del gasto en este tipo de bienes[13] —variable de la que sí se dispone de información— y supondremos que existe una relación proporcional entre el consumo de duraderos y su *stock*[14]. Esta es una hipótesis que se adopta y, por tanto, los resultados están sujetos a la veracidad o no de esta premisa, y aunque este supuesto no es deseable en general, al no disponer de datos adecuados esta situación es ineludible (Deaton, 1992).

Sin embargo, el consumo y el gasto en duraderos no es lo mismo, y

---

[10] De nuevo, en el Apéndice Técnico se describe el procedimiento de obtención de la ecuación de Euler particular y de la ecuación que va a ser la base de nuestras estimaciones.

[11] Al tratar de contrastar la ausencia de separabilidad entre bienes duraderos y no duraderos, el error podría ser más grave de lo normal llegando a sesgar los estimadores (Altug y Miller, 1990).

[12] En el Apéndice Técnico, podemos ver cómo la variable dependiente de la ecuación A.8 es ΔS_t.

[13] Si hacemos esta aproximación, hemos de tener en cuenta que ello implica que $\Delta^2 \ln S_t=0$, es decir, que $\Delta \ln S_t$ es constante.

[14] Esta relación incluye la tasa de depreciación de los bienes de consumo duradero (ϑ), de modo que podemos estimar este parámetro y tener una idea del grado de depreciación que experimenta cada categoría de bienes.

en los datos lo podemos apreciar por la elevada frecuencia con que nos encontramos con valores cero en esta rúbrica. Estos valores nulos son debidos, en su mayor parte, a la infrecuencia de compra[15] que caracteriza a este tipo de bienes. Así, el supuesto que se adopta es que los valores esperados del gasto y del consumo de servicios generados por los bienes duraderos coinciden (Pudney(1988)).

Este supuesto va a implicar, de cara a la elección de los instrumentos válidos, que únicamente podemos emplear como instrumentos válidos variables fechadas en t-2 pero no en t-1 (dada la estructura del término de error).

La ecuación que va a ser la base de nuestras estimaciones es la siguiente[16]:

$$\Delta cd_t = a_{0t} + a_1 \Delta C_{it} + a_1 (1-\vartheta) \Delta C_{it-1} + a_2' \Delta Z_{it} + a_2' (1-\vartheta) \Delta Z_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

en la cual la tasa de variación del consumo duradero va a depender de la tasa de variación contemporánea y desfasada tanto del consumo no duradero como del conjunto de características específicas a cada unidad familiar. Además, en esta ecuación no se incluyen los términos que se refieren el tipo de interés real[17] y al coste de uso de los bienes duraderos que, en principio, deberían aparecer. No obstante, su eliminación es lícita en un contexto en el que con estos términos se trata de captar *shocks* comunes y el mismo papel lo desempeña la introducción de *dummies* temporales. Por otro lado, también obviaremos la tasa de variación de las características individuales desfasadas un período, debido a que lo que se pretende plasmar con estas características queda plenamente recogido en la tasa de variación contemporánea, y en la mayoría de los casos la tasa de variación desfasada un período incluye la misma información que la tasa de variación contemporánea, dado que en un trimestre la mayor parte de las características del individuo permanecen constantes y, por tanto, ambos regresores considerados conjuntamente resultan redundantes (además, no todas las características

[15] Este concepto indica que el consumidor no está adquiriendo continuamente este tipo de bienes y, sin embargo, está obteniendo de forma continua servicios procedentes del uso de estos bienes que le reportan utilidad.

[16] En el Apéndice técnico se realiza la derivación de esta expresión.

[17] No se ha tenido en consideración que no todos los hogares se enfrentan al mismo tipo de interés real, porque si bien podemos calcular la tasa de inflación individual, tanto el tipo de interés nominal como el tipo impositivo a los que se enfrenta cada individuo son inobservables. Además, en los trabajos en los que se calcula la tasa de inflación individual (López-Salido, 1992) no se obtienen resultados sustancialmente diferentes.

individuales tienen necesariamente variación temporal, piénsese por ejemplo en el sexo). Considerando todos estos factores tenemos que la ecuación final a estimar nos dice que la variación del consumo de bienes duraderos en el momento actual para la familia va a depender de cómo haya variado el consumo en bienes no duraderos tanto ayer como hoy y de cómo hayan cambiado las características que configuran la familia en el período considerado, así tenemos:

$$\Delta cd_{it} = a_{0t} + a_1 \Delta C_{it} + a_1 (1-\vartheta) \Delta C_{it-1} + a_2' \Delta Z_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (7)$$

El término de error que aparece en esta ecuación no es ruido blanco, sino que contiene una estructura de media móvil (MA(1)), ya que hemos introducido en nuestra expresión la evolución del *stock* de bienes duraderos, por un lado, y además no disponemos de datos de consumo, sino de gasto, lo cual introduce un error de medida. Además, pueden existir *shocks* de preferencias que compliquen aun más la estructura de la perturbación. Factores todos ellos que contribuyen a que el término de error sea compuesto y no sepamos exactamente cuál es la estructura de la perturbación[18].

Por último, el método de estimación empleado es el de variables instrumentales usando el programa D.P.D creado por Arellano y Bond (1989). La condición de ortogonalidad que se emplea viene dada por:

$$E\left[\varepsilon_{it} / \Omega_{it}\right] = 0$$

(donde Ω_{it} es el conjunto de información de la unidad familiar i en el momento t) asociada a la imposición de expectativas racionales y que se puede expresar como: $E[\psi(W,\kappa)]=0$, siendo ψ un vector de condiciones de ortogonalidad, W un vector de variables y κ un vector de parámetros[19].

4. DESCRIPCION Y TRATAMIENTO DE LOS DATOS

Para la estimación de la ecuación de Euler presentada en el apar-

[18] En Deaton (1992) se muestra que cuando estamos considerando bienes duraderos, el coeficiente del proceso MA(1) que sigue el residuo será igual a $-(1-\vartheta)$ en ausencia de cualquier otro tipo de perturbación, tal como errores de medida y *shocks* de preferencias. En nuestro caso estamos ante un término de perturbación compuesto en el que no es posible identificar el coeficiente del proceso MA.

[19] El número de restricciones es mayor que el número de parámetros a estimar y el modelo está sobreidentificado. Por ello se realizarán contrastes de las restricciones de sobreidentificación, Sargan (1988).

tado 3 se emplea la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF), en el período muestral que abarca desde el primer trimestre de 1985 hasta el último de 1991. Este panel de datos es elaborado por el Instituto Nacional de Estadística (INE) y consiste en una encuesta dirigida a los hogares durante un período de tiempo determinado, con objeto de conocer su volumen de gastos e ingresos trimestrales y anuales.

La ECPF trabaja sobre una muestra teórica de 3.200 hogares (manteniendo un mínimo de 85 familias por Comunidad Autónoma) que se van renovando trimestralmente por octavas partes, de modo que cada hogar colabora como máximo durante un período de dos años. Esta renovación trimestral no se inició hasta el primer trimestre de 1986.

La selección de hogares es aleatoria e inevitablemente se producen sustituciones en la muestra, introduciendo un importante sesgo, que en esta encuesta es mayor que en otros estudios continuos, como la EPA[20]. Además, es necesario considerar los errores de muestreo y ajenos al muestreo que acompañan a este tipo de datos[21]; este tipo de errores cobra mayor importancia cuando se trabaja con una muestra de 3.200 hogares, aproximadamente, y cuando lo que se pretende analizar no es tanto la estructura del gasto como su evolución a lo largo del tiempo.

Al ser los gastos de consumo y los ingresos de los hogares el objeto de estudio de la encuesta, las unidades de análisis son los hogares privados que residen en viviendas familiares principales. Tanto los gastos de consumo como los ingresos se clasifican de acuerdo a su naturaleza.

En la ECPF se mide el consumo a través del valor de los bienes y servicios pagados durante los períodos de referencia, independientemente de que se hayan consumido realmente o de que la familia los haya utilizado durante ese período. Por tanto, al aproximar el consumo por los pagos realizados existe un error de medición intrínseco a este tipo de datos, tal y como se ha comentado anteriormente.

Dentro de las características de clasificación que se contemplan en la encuesta, destacan las geográficas, las relativas a los miembros del hogar[22], las relativas al hogar y las relacionadas con la vivienda.

---

[20] Este sesgo es mayor en la ECPF debido al menor tamaño de corte transversal de la muestra en relación a la EPA, y al requisito de colaboración continuada de todos los miembros del hogar durante una semana completa de cada trimestre.

[21] Por ejemplo, las deficiencias en las definiciones o en los cuestionarios, declaraciones incorrectas, errores en la grabación o codificación de los datos.

[22] Dentro de estas características tenemos: sexo, edad, relación del sustentador principal y del cónyuge con la actividad económica, categoría socioeconómica del cabeza de familia y del cónyuge y nivel de estudios del sustentador principal.

CUADRO 1
PANEL FINAL

Número máximo de períodos de colaboración	Frecuencia	Porcentaje	Acumulado	Número de familias
5	10.905	17,87	17,87	2.181
6	11.406	18,69	36,56	1.901
7	11.501	18,85	55,40	1.643
8	27.216	44,60	100,00	3.402
Total	61.028	100,00		9.127

Se aplicó a la muestra un conjunto de filtros que redujeran la presencia de errores de medida en los datos (véase el Apéndice), eliminándose aquellas familias que colaboraban durante menos de 5 períodos. La estructura temporal del panel finalmente empleado en la estimación se muestra en el Cuadro 1.

También hemos de remitirnos al Apéndice para ver en detalle cuáles han sido las *dummies* generadas en relación a las características familiares —su comportamiento se aprecia en el Cuadro 2—. Este cuadro muestra, en relación al nivel de estudios, que el grueso de la muestra corresponde al grupo que posee algún tipo de estudio, y especialmente, enseñanza primaria y secundaria, siendo muy pequeño el grupo de observaciones correspondientes a individuos con estudios de tercer grado. En cuanto al tamaño familiar, predominan los hogares con más de un miembro y menos de cinco, siendo las familias de cuatro miembros las que presentan una mayor frecuencia en la muestra estudiada. Por otro lado, a pesar de que el número de nacimientos del primer hijo es significativamente bajo, predominan los hogares con hijos. Por último, cabe destacar que la entrada en el mercado de trabajo, tanto de desempleados como de amas de casa, es bastante reducida en la muestra y período estudiados. De este modo, el grupo de control utilizado corresponde a un hogar con cuatro miembros, dos de ellos menores de edad, cuyo cabeza de familia está empleado y posee educación primaria.

En cuanto a las variables de consumo empleadas en el artículo, se considera, por un lado, el consumo de bienes duraderos agregado y por otro, una mayor desagregación en el consumo no duradero, teniendo en cuenta siete grupos de gastos: Alimentación, Bebidas y Tabaco, Servicios Médicos, Educación, Esparcimiento, Alquileres, Transporte y Energía.

Además, se considera el gasto en Vestido y Calzado como representante del consumo semi-duradero.

CUADRO 2

DESCRIPCION DE LAS VARIABLES DUMMY GENERADAS

Variable	Frecuencia	Porcentaje
nest1		
Con estudios de algún tipo	43.030	70,51
Analfabeto o sin estudios	17.998	29,49
nest2		
Sin estudios o enseñanza media o superior	51.037	83,63
Enseñanza de segundo grado	9.991	16,37
nest3		
Sin estudios o enseñanza primaria o media	56.916	93,26
Enseñanza superior	4.112	6,74
miemb1		
Familias de 2 a 7 miembros	55.773	91,39
Familias de 1 miembro	5.255	8,61
miemb2		
Familias de 1 ó de 3 a 7 miembros	47.501	77,83
Familias de 2 miembros	13.527	22,17
miemb3		
Familias de 1, 2 ó de 4 a 7 miembros	48.269	79,09
Familia de 3 miembros	12.759	20,91
miemb5		
Familias de hasta 3 miembros	46.675	76,48
Familias de 5 miembros o más	14.353	23,52
n14a		
Familia sin hijos menores o con 3 o más	55.397	90,77
Familia con 1 hijo menor	5.631	9,23
n14b		
Familia sin menores, con 1 o con más de 4	47.675	78,12
Familia con 3 hijos menores	13.353	21,88
n14c		
Familia sin hijos menores, con 1 o con 3	44.967	73,68
Familias con 4 o más hijos menores	16.061	26,32
dumslab		
No hay entrada en el mercado de trabajo	58.973	96,63
Hay entrada en el mercado de trabajo	2.055	3,37
dumth		
No se producen nacimientos	58.026	95,08
Se producen nacimientos	3.002	4,92

Esta desagregación responde al intento de contrastar la separabilidad entre bienes duraderos y una gama suficientemente amplia de bienes de consumo no duradero, lo cual supone una aportación novedosa en este campo, para dotar de una mayor riqueza a los resultados en rela-

ción a la que se obtendría si sólo empleáramos la categoría de bienes no duraderos como un todo, y así poder contraponer los resultados a otros obtenidos en estudios previos (Mankiw (1982)). Por otro lado, se decidió esta clasificación de bienes debido a que quizás un modelo más desagregado hubiera sido intratable y también debido a que la infrecuencia de compra es un problema más grave en el caso de los bienes duraderos en relación a los no duraderos[23]. Obviamente, existen complementariedades evidentes entre ciertas clases de bienes duraderos y no duraderos (por ejemplo, electrodomésticos y energía) que una mayor desagregación captaría más claramente.

Por su parte, en la ECPF se consideran los ingresos monetarios e imputados netos de impuestos y, según su naturaleza, los ingresos se clasifican en monetarios y no monetarios[24], de modo que la renta disponible que se emplea como regresor en las estimaciones que tratan de contrastar exceso de sensibilidad del consumo a la renta, consiste en la agregación de los mencionados ingresos deduciendo los impuestos y ajustando por las transferencias recibidas y entregadas por la unidad familiar (López-Salido (1992)).

Otro elemento importante en los datos con los que se trabaja es el conjunto de variables disponibles para captar los efectos fijos observables del hogar, ya que el análisis del comportamiento del gasto en bienes de consumo en el ciclo vital obliga a contemplar su relación con estas características de la unidad familiar. La ECPF posee un importante número de variables de este tipo que se pueden agrupar en: características individuales, tales como edad, sexo; características familiares, como son: tipo de hogar, composición, tamaño y estructura del hogar; y por último, variables de oferta de trabajo, como la situación laboral, el grupo de actividad, el número de perceptores de ingresos o el nivel de estudios. Podemos ver la información detallada sobre estas variables en el Cuadro 4, en el que cabe destacar que la mayor frecuencia en el número de observaciones corresponde a familias que colaboran 8 trimestres, lo cual es importante a la hora de estudiar el comportamiento dinámico del consumo, ya que se producirán meno-

[23] En el Apéndice, concretamente, en el apartado correspondiente a las categorías que engloban los diferentes grupos de gasto, se aportan razones adicionales que sustentan la elección de esta agregación.

[24] Se consideran ingresos monetarios los percibidos por los miembros del hogar, cualquiera que sea su origen, durante los tres meses anteriores al inicio de la entrevista. Son ingresos no monetarios los imputados en los períodos de referencia y se contabilizan mediante el valor de su consumo a precios de mercado. Hay que señalar que existe la presunción generalizada de la escasa fiabilidad de la variable de renta que proporciona la ECPF.

res sesgos cuanto mayor sea el número de períodos que las familias permanezcan en la encuesta. Es decir, dada la gran importancia de la estructura dinámica del consumo para el contraste de la hipótesis de separabilidad, serán más fiables los resultados obtenidos empleando familias que permanezcan en la encuesta el mayor número de períodos. En la muestra disponible la mayoría de hogares se encuentran dentro del grupo de enseñanza primaria, predominan las parejas con hijos menores y las unidades familiares en las que el cabeza de familia está empleado. Por último, el mayor número de observaciones se da en familias con cuatro miembros, dos de los cuales son menores.

CUADRO 3

ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS. Variables continuas

(En términos reales)

Variable	Media	Desviación típica	Mínimo	Máximo
Gastos:				
Alimentación	91.890,95	54.665,67	91,29	984.157,6
Duraderos	38.210,68	113.701,10	0,00	3.841.296,0
Vestido y calzado	31.492,07	40.768,18	0,00	686.044,5
Servicios médicos	6.593,56	25.930,62	0,00	2.441.903,0
Esparcimiento	7.460,91	13.778,54	0,00	343.395,3
Educación	6.014,91	17.289,23	0,00	1.049.756,0
Energía	25.709,20	25.621,48	0,00	426.531,6
Alquileres	55.033,54	65.859,59	0,00	2.287.676,0
Relativos al hogar	7.814,81	13.633,45	0,00	570.249,6
Transporte	14.280,59	28.357,95	0,00	1.862.950,0
Ingresos:				
Renta disponible	284.812,2	198.585,70	0,32	6.999.694,0

CUADRO 4

ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS. Variables discretas

Variable	Número	Porcentaje
N.º de Observaciones	61.028	100,00
N.º de Familias	9.127	100,00
Período máximo colaboración:		
5	10.905	17,87
6	11.406	18,69
7	11.501	18,85
8	27.216	44,60
Nivel estudios sustentador principal:		
Analfabeto	2.657	4,35
Sin estudios	15.341	25,14
Enseñanza primer grado	28.927	47,40
Enseñanza segundo grado (1.er ciclo)	5.102	8,36
Enseñanza segundo grado (2.º ciclo)	4.889	8,01
Enseñanza tercer grado (1.er ciclo)	2.172	3,56
Enseñanza tercer grado (2.º ciclo)	1.940	3,18
Tipo de hogar:		
Solo y menor de 65 años	1.962	3,21
Solo y mayor de 65 años	3.177	5,21
Pareja sin hijos menores	9.553	15,65
Pareja con un hijo menor	3.939	6,45
Pareja con dos hijos menores	6.058	9,93
Pareja con más de dos hijos menores	2.349	3,85
Adulto con hijos menores	379	0,62
Otro tipo de familias	33.611	55,07
Situación laboral sustentador principal:		
Trabaja al menos 1/3 de la jornada	36.163	59,26
Trabaja menos de 1/3 de la jornada	811	1,33
Parado que busca empleo	2.809	4,60
Retirado, jubilado o pensionista	20.322	33,30
Exclusivamente, labores del hogar	587	0,96
Otros	336	0,55
Número de miembros unidad familiar:		
1	5.255	8,81
2	13.527	22,17
3	12.759	20,91
4	15.134	24,80
5	9.143	14,98
6	3.811	6,24
7	1.399	2,29
Número de hijos menores de 14 años:		
1	5.631	9,23
2	25.983	42,58
3	13.353	21,88
4	10.107	16,56
5	4.329	7,09
6	1.329	2,18
7	296	0,49

Un aspecto importante en el análisis de los datos que componen el panel final es, como aparece en el Cuadro 2, que el gasto en bienes duraderos es el más variable de todos los gastos contemplados (posee la mayor desviación típica), tiene un peso importante dentro del consumo total y es el que presenta un mayor grado de acumulación en el tiempo (lo que es acorde con la alta frecuencia de observaciones cero que corresponde a este tipo de gasto en la muestra considerada).

Por último, es importante señalar que el contraste de ausencia de separabilidad supone que si no podemos rechazar la hipótesis nula (a_1=0 en la ecuación (7)), estamos aceptando la existencia de separabilidad entre ambos tipos de gasto. Es decir, este resultado supondría que la decisión de realizar un gasto duradero no está afectada por el gasto en bienes no duraderos que se realice, no depende de él: ambas decisiones de gasto son independientes.

5. RESULTADOS

En cuanto a los resultados obtenidos, se han realizado varios tipos de regresiones.

Se han realizado estimaciones para todas las categorías de gasto tanto con el panel completo como con el panel incompleto, es decir, considerando familias que permanecen en la encuesta ocho trimestres (período máximo de permanencia) en el primer caso, y familias que al menos permanecen en la encuesta cinco trimestres —en el segundo se procede así para comprobar si existe sesgo de selección—, esto es, si el comportamiento de familias que son encuestadas durante un mayor número de períodos es diferente en cuanto a sus decisiones de consumo en relación a las familias que colaboran un menor número de períodos consecutivos. El resultado obtenido en este sentido es que no se observa este potencial sesgo de selección, ya que el comportamiento es prácticamente el mismo para ambos tipos de paneles, de modo que la significatividad de los mismos parámetros para ambos paneles es prácticamente la misma.

En relación con las estimaciones obtenidas con el panel incompleto para los diferentes tipos de bienes, hay que destacar que se han realizado tres tipos de regresiones. La primera de ellas se refiere a la introducción de *dummies* temporales, incluyendo sólo aquellas *dummies* que son significativas para cada categoría de gasto no duradero[25] una vez

[25] En los Cuadros de regresiones se han detallado las *dummies* temporales que aparecen significativas en cada caso.

que se habían realizado las regresiones con la totalidad de las *dummies* temporales (omitiendo la correspondiente al período 28, último trimestre de la muestra completa). Estas regresiones se recogen en los Cuadros 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11 y 12) en la primera columna de cada uno de ellos. Como se puede observar, es significativa la tasa de variación contemporánea del gasto no duradero frente al componente duradero en todas las regresiones realizadas, lo cual muestra la existencia de no separabilidad entre ambas decisiones de gasto para todas las categorías estudiadas. Matizando un poco más este resultado podemos afirmar que existe una relación positiva entre la tasa de variación contemporánea del gasto en bienes duraderos y esta tasa de variación para los siguientes tipos de bienes: Energía, Servicios médicos, Esparcimiento y Vestido y calzado (Cuadros 9, 10, 12 y 6, respectivamente). Es decir, este resultado supone que cuando aumentamos el gasto en bienes duraderos también se incrementa el gasto en los bienes no duraderos que hemos citado.

CUADRO 5

ESTIMACIONES GASTO EN DURADEROS/GASTO EN ALIMENTACION

	1	2
Δ Gasto alimentación (t)	–0,479	0,338
	(–1,831)	(0,622)
Δ Gasto alimentación (t–1)	–0,005	0,007
	(–0,344)	(0,308)
Dummy de tipo de hogar	6.017,367	7.115,218
	(1,830)	(1,113)
Dummy de situación laboral	27.574,434	39.684,744
	(1,720)	(1,691)
Δ Renta real disponible (t–1)	—	–0,002
		(–0,391)
Test de Sargan	4,121 (11)	1,151 (2)
M_1	–14,138	–16,134
M_2	0,556	0,584

(1) Estadístico t entre paréntesis. Los errores estándar son robustos a heterocedasticidad y correlación serial. Todas las regresiones incluyen *dummies* temporales.

(2) Grados de libertad entre paréntesis junto al *test* de Sargan.

Instrumentos empleados:

— *dummies* temporales, *dummies* de nivel de estudios del sustentador principal, *dummy* de tipo de hogar, *dummy* de situación laboral del cabeza de familia desfasada dos períodos, *dummies* de número de niños, *dummies* de número de miembros de la unidad familiar, renta real disponible desfasada dos períodos y variables endógenas de cada tipo de gasto desfasadas dos períodos.

— *Dummies* temporales significativas: 1989.II, 1990.IV, 1986.II, 1987.II, 1989.I, 1990.I.

M_1: *Test* de correlación serial de primer orden.

M_2: *Test* de correlación serial de segundo orden.

CUADRO 6

ESTIMACIONES GASTO EN DURADEROS/GASTO EN VESTIDO Y CALZADO

	1	2
Δ Gasto vestido y calzado (t)	1,248 (1,649)	–1,311 (–2,034)
Δ Gasto vestido y calzado (t–1)	–0,003 (–0,176)	–0,025 (–1,134)
Dummy de tipo de hogar	6.829,955 (1,936)	7.109,505 (1,854)
Dummy de situación laboral	36.002,295 (2,137)	13.369,231 (0,554)
Test de Sargan	6,807 (11)	0,643 (2)
M_1	–8,526	–7,457
M_2	1,260	1,370

Ver notas al Cuadro 5.
Columnas 1 y 2: Estimaciones de la misma ecuación empleando distintas *dummies* temporales.
— *Dummies* temporales significativas: 1989.II , 1990.IV.

CUADRO 7

ESTIMACIONES GASTO EN DURADEROS/GASTO EN EDUCACION

	1	2
Δ Gasto en educación (t)	–2,170 (–2,043)	2,807 (0,963)
Δ Gasto en educación (t–1)	–0,005 (–0,097)	–0,036 (–0,697)
Dummy de tipo de hogar	6.441,669 (1,965)	4.711,031 (0,673)
Dummy de situación laboral	33.905,535 (2,148)	37.806,556 (1,525)
Δ Renta real disponible (t–1)	—	–0,002 (–0,475)
Test de Sargan	4,934 (11)	0,466 (2)
M_1	–10,802	–6,480
M_2	0,503	0,300

Ver notas al Cuadro 5.
— *Dummies* temporales significativas: 1986.II, 1989.II

Por el contrario, encontramos una relación negativa para el gasto en Alimentación, bebidas y tabaco, Alquileres, Transporte y Educación (Cuadros 5, 8, 11 y 7, respectivamente). Este resultado indica que al incrementar el gasto en bienes duraderos la unidad familiar reduce el gasto que dedica a los bienes no duraderos señalados, con lo que se pro

CUADRO 8

ESTIMACIONES GASTO EN DURADEROS/GASTO EN ALQUILERES

	1	2
Δ Gasto en alquileres (t)	–0,859 (–1,990)	0,081 (0,073)
Δ Gasto en alquileres (t–1)	–0,004 (–0,456)	–0,002 (–0,229)
Dummy de tipo de hogar	7.219,023 (2,028)	6.071,350 (0,581)
Dummy de situación laboral	47.251,959 (2,530)	36.390,978 (1,565)
Δ Renta real disponible (t–1)	—	–0,002 (–0,374)
Test de Sargan	3,202 (11)	1,487 (2)
M_1	–8,760	–14,014
M_2	0,225	0,470

Ver notas al Cuadro 5.
— *Dummies* temporales significativas: 1989.II, 1990.IV, 1986.II, 1987.II.

CUADRO 9

ESTIMACIONES GASTO EN DURADEROS/GASTO EN ENERGIA

	1	2
Δ Gasto en energía (t)	2,998 (2,056)	3,752 (2,014)
Δ Gasto en energía (t–1)	0,065 (0,851)	0,041 (0,882)
Dummy de tipo de hogar	9.807,537 (1,214)	10.451,489 (1,291)
Dummy de situación laboral	42.931,666 (1,976)	22.586,524 (0,702)
Δ Renta real disponible (t–1)	—	–0,007 (–0,883)
Test de Sargan	1,416 (4)	0,430 (3)
M_1	–6,266	–4,627
M_2	0,830	1,290

Ver notas al Cuadro 5.
— *Dummies* temporales significativas: 1989.II, 1987.II, 1989.I, 1990.IV.

CUADRO 10

ESTIMACIONES GASTO EN DURADEROS/GASTO EN SERVICIOS MEDICOS

	1	2
Δ Gasto en médicos (t)	2,262 (1,623)	2,221 (0,911)
Δ Gasto en médicos (t–1)	–0,022 (–0,580)	–0,023 (–0,753)
Dummy de tipo de hogar	—	2.227,555 (0,272)
Dummy de situación laboral	24.478,526 (1,266)	34.309,601 (1,300)
Δ Renta real disponible (t–1)	—	0,0007 (0,110)
Test de Sargan	4,406 (12)	0,447 (2)
M_1	–7,161	–4,790
M_2	0,228	0,285

Ver notas al Cuadro 5.
— *Dummies* temporales significativas: 1989.II, 1990.IV, 1989.I.

CUADRO 11

ESTIMACIONES GASTO EN DURADEROS/GASTO EN TRANSPORTE

	1	2
Δ Gasto en transporte (t)	–1,108 (–2,078)	–1,886 (–0,538)
Δ Gasto en transporte (t–1)	–0,910 (–0,658)	–0,031 (–0,575)
Dummy de tipo de hogar	5.959,123 (1,843)	7.285,857 (1,030)
Dummy de situación laboral	25.546,935 (1,576)	5.645,589 (0,086)
Δ Renta real disponible (t–1)	—	–0,620 (–0,008)
Test de Sargan	3,675 (11)	0,995 (2)
M_1	–14,069	–3,552
M_2	0,631	0,671

Ver notas al Cuadro 5.
— *Dummies* temporales significativas: 1989.II, 1990.IV, 1989.I

CUADRO 12
ESTIMACIONES GASTO EN DURADEROS/GASTO EN ESPARCIMIENTO

	1	2
Δ Gasto en esparcimiento (t)	6,851 (2,213)	2,549 (0,418)
Δ Gasto en médicos (t–1)	–0,055 (–0,792)	–0,013 (–0,358)
Dummy de tipo de hogar	5.924,249 (1,419)	3.554,331 (0,358)
Dummy de situación laboral	53.223,347 (2,451)	3.554,331 (1,326)
Δ Renta real disponible (t–1)	—	–0,210 (–0,001)
Test de Sargan	8,680 (13)	1,205 (2)
M_1	–5,089	–4,248
M_2	1,288	0,085

Ver notas al Cuadro 5.
— *Dummies* temporales significativas: 1986.II, 1990.IV, 1989.II.

duce un reajuste en las decisiones de compra de la familia, que va en detrimento del consumo no duradero que representa estos cuatro grupos de gasto. Es especialmente significativa la reducción en el gasto en Transporte, dado que el agregado de duraderos incluye la adquisición de vehículos, de modo que el transporte privado puede considerarse como un sustitutivo del transporte público.

En cuanto al nivel de significatividad del contraste, hay que señalar que no siempre se rechaza la hipótesis nula al 5%, a veces para ello hay que ampliar el margen de confianza hasta el 10% (esto lo podemos ver en los estadísticos t que acompañan a cada coeficiente estimado en los Cuadros 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11 y 12).

Por último, se han realizado regresiones incluyendo la tasa de variación de la renta desfasada un período como regresor para contrastar la existencia de exceso de sensibilidad. Este contraste aparece en la segunda columna de los cuadros de regresiones (Cuadros 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11 y12).

Como resultados fundamentales se obtienen los siguientes: evidencia de no separabilidad entre las decisiones de consumo de bienes duraderos y no duraderos en todas sus categorías, resultando significativas en la mayoría de los casos las *dummies* correspondientes al tipo de hogar y a la situación laboral del cabeza de familia, lo cual muestra que el paso desde el desempleo a la situación de empleado y el hecho de que nazca un hijo son factores importantes a la hora de determinar cambios

en el consumo[26]. En todos los casos, excepto en uno (gasto en duraderos en relación a gasto en vestido y calzado) se observa que la tasa de variación del gasto no duradero desfasada un período no es significativa, con lo cual tenemos que la tasa de depreciación de los bienes duraderos toma empíricamente el valor de uno[27].

En el caso de la regresión que considera Vestido y Calzado (Cuadro 6) la tasa de variación del gasto desfasada un período es significativa casi al 10%, lo cual nos permite estimar el parámetro de depreciación, obteniendo un valor de 0,98, que no está excesivamente alejado del valor 1 que obteníamos en el resto de categorías de bienes y, por tanto, no muestra un comportamiento esencialmente diferente. La imposibilidad de rechazar el valor unitario para la tasa de depreciación hace pensar en tres posibles interpretaciones: la presencia de un problema de separabilidad entre bienes duraderos y no duraderos, la existencia de problemas de validez del contraste y la existencia de problemas implícitos a la especificación empírica, que viene condicionado por los datos disponibles.

En muchos casos, tal como hemos indicado, aparecen estimaciones con signo negativo en el coeficiente de la tasa de variación del consumo no duradero contemporáneo. Esto es perfectamente consistente con el modelo teórico, según el cual el coeficiente a_1 es igual a α/β y, si bien, β ha de ser siempre positivo, ya que estamos considerando el caso de bienes duraderos, α puede presentar el signo contrario. Además, esto no es obstáculo para que en el componente de la función de utilidad que corresponde al consumo no duradero, este término presente un coeficiente (ξ) positivo, mostrando que el consumo de bienes no duraderos reporta utilidad positiva, como cabría esperar.

Dada la periodicidad trimestral de los datos, se introdujeron *dummies* estacionales que no resultaban significativas, pero que reducían sensiblemente la significatividad del resto de variables. Sospechando que este resultado podría deberse a la naturaleza estacional del con-

[26] La significatividad, tanto de esta *dummy* como de la que capta el cambio en la situación laboral varía entre las diferentes regresiones, con un valor del estadístico t para la *dummy* de tipo de hogar que oscila entre 1,214 y 2,028, por tanto, con un criterio amplio, el margen para considerar la significatividad de estas variables es aceptable.

[27] Salvando las distancias, obtenemos un resultado análogo al obtenido por Mankiw (1982), ya que este autor obtenía con datos trimestrales para la economía americana el resultado empírico de que el comportamiento de los bienes duraderos era indistinguible del comportamiento de los no duraderos, aunque teóricamente, el proceso que seguía el consumo de ambos tipos de bienes era totalmente diferente —un proceso AR(1) para el consumo no duradero y un ARMA(1,1) para el caso de los no duraderos—. Sin embargo, como ha señalado Caballero (1990), este resultado puede deberse a la frecuencia de los datos empleados, que resulta excesivamente baja. En este sentido, este autor muestra que con datos anuales y permitiendo un ajuste lento en el comportamiento de los individuos respecto al consumo se obtienen empíricamente procesos distintos para el gasto duradero y no duradero.

sumo no duradero, y dada la falta de significatividad de las variables ficticias estacionales, se procedió a eliminarlas de las regresiones.

En cuanto al segundo tipo de regresiones que se han realizado, en todos los casos se obtiene evidencia de no existencia de exceso de sensibilidad del consumo a la renta. En este sentido cabe decir que, tal y como señalan Blundell, Browning y Meghir (1994), al introducir en la especificación de la función de utilidad un término que recoge las características personales y familiares enriquecemos el modelo de forma crucial, ya que estas características son de vital importancia en la explicación del comportamiento del consumo a lo largo del ciclo vital de una unidad familiar. Estos autores encuentran, para el caso de Reino Unido, que tener en consideración estas características es suficiente para eliminar el exceso de sensibilidad de la tasa de variación del consumo a la variación de la renta.

Por último, en los cuadros con los resultados de las regresiones se muestra el *test* de Sargan, según el cual podemos aceptar la validez de los instrumentos empleados, en todos los casos con bastante holgura, y los *tests* de correlación serial de primer y de segundo orden (M_1 y M_2), los cuales muestran la presencia de correlación serial de primer orden y la no existencia de correlación serial de segundo orden (como cabría esperar, dado el tipo de bienes que estamos considerando), con un margen de significatividad también importante.

6. CONCLUSIONES

El resultado fundamental que se deriva de este trabajo es la existencia de no separabilidad en el consumo de bienes duraderos y no duraderos. Más concretamente, en una serie de ecuaciones explicativas de la variación del gasto en bienes duraderos se acepta que el parámetro que acompaña a la tasa contemporánea de variación del gasto en diversos tipos de bienes no duraderos es significativamente distinta de cero[28].

Sin embargo, no se puede calificar esta separabilidad de intra o intertemporal, ya que para poder hacerlo se debería poder recuperar la función indirecta de utilidad, tal y como hacen Blundell, Browning y Meghir (1994) a partir de las preferencias que se han considerado. Pero esto no es

[28] Hablamos de no separabilidad teniendo en cuenta que los valores obtenidos para los estadísticos t suponen una aceptación de la significatividad de los parámetros que acompañan a la tasa de variación contemporánea del gasto en las distintas categorías de bienes no duraderos que oscila en un intervalo del 5 al 10%.

factible debido a que es imposible obtener una forma explícita para la función indirecta de utilidad y a través de ella poder captar la separabilidad o no separabilidad intraperíodo. Alternativamente, a partir de la ecuación de Euler correspondiente a las preferencias intertemporales, y empleando los parámetros que ya habrían sido identificados al estimar el sistema de demanda (a partir de la función indirecta de utilidad), se podría contrastar la existencia de separabilidad o no separabilidad intertemporal.

De todos modos, atendiendo a los resultados obtenidos en este trabajo —el parámetro α es significativamente distinto de cero—, podemos afirmar que en el contexto de las preferencias especificadas, las decisiones de consumo duradero y no duradero no vienen correctamente captadas por una función de utilidad débilmente separable. En definitiva, obtenemos una doble conclusión en relación a la no separabilidad: por un lado no existe separabilidad entre las decisiones de consumo duradero y no duradero, y por otro, la función de utilidad empleada no es débilmente separable.

Por tanto, debemos ser un tanto escépticos ante el empleo de funciones de utilidad en modelos de ciclo vital que impongan la separabilidad entre ambos tipos de decisiones de gasto, ya que, en ausencia de una comprobación empírica previa para cada conjunto de datos, esto supone una especificación incorrecta que tendrá consecuencias importantes a la hora de obtener las funciones de consumo o las ecuaciones de Euler correspondientes y que puede conducir a la deducción de conclusiones erróneas.

El carácter de gasto en inversión que incorpora el gasto en bienes duraderos supone que el impacto de las políticas de demanda tales como cambios en las condiciones crediticias, variaciones en los tipos de interés o en la fiscalidad en general —y en particular, sobre el ahorro financiero— es diferente para este componente respecto al resto de componentes del gasto de las familias. Es bien conocida la sensibilidad que presenta la compra de bienes duraderos ante variaciones tanto de los tipos de interés como de la fiscalidad que afecta a estas adquisiciones.

Adicionalmente, el papel de las expectativas tanto de renta futura como de inflación, medidas impositivas o tipos de interés, puede resultar sustancialmente distinto si consideramos el gasto duradero o el no duradero; teniendo en cuenta, además, la importancia de las restricciones de liquidez a la hora de decidir la compra de un bien duradero.

Por tanto, la capacidad de la política económica para controlar la variabilidad del consumo está directamente afectada por el tipo de gasto que se considere. De ahí la importancia de especificar funciones de consumo estructural que tengan en cuenta ambos tipos de bienes de cara a la aplicación de medidas de política económica correctas o, al menos, mínimamente distorsionantes para los objetivos que se persiguen.

APENDICE

1. Obtención de la Ecuación de Euler

1.A. DERIVACION TEORICA

De la maximización de la utilidad sujeta a la secuencia de restricciones presupuestarias, obtenemos las condiciones de primer orden:

$$\frac{\partial U_t}{\partial C_t} = \lambda_t \, p_{ct} \tag{A.1}$$

$$\frac{\partial U_t}{\partial S_t} = \lambda_t \, p_{st} - E_t\left[\frac{\lambda_{t+1}(1-\vartheta)p_{st+1}}{1+\rho}\right] \tag{A.2}$$

$$\lambda_t = E_t\left[\frac{(1+r_t)\lambda_{t+1}}{1+\rho}\right] \tag{A.3}$$

donde λ_t es el multiplicador asociado a la restricción presupuestaria y representa la utilidad marginal de la riqueza. De modo que la ecuación (A.3) muestra que el valor de la utilidad marginal de la riqueza hoy es el valor presente descontado de la utilidad marginal de la riqueza esperada. Podemos sustituir la ecuación (A.3) en la (A.2) para obtener:

$$\frac{\partial U_t}{\partial S_t} = E_t\left[\frac{(1-r_t)}{(1+\rho)}\lambda_{t+1}\, p'_{st}\right] = 0 \tag{A.4}$$

donde $p'_{st} = p_{st} - \frac{(1-\vartheta)}{(1+r_t)} p_{st+1}$ es el coste de uso de los bienes duraderos.

Para obtener la ecuación de Euler dividimos la ecuación (A.4) por el término $\frac{\partial U_t}{\partial S_t}$, y obtenemos:

$$1 = E_t \left[\frac{(1+r_t)}{(1+\rho)} \frac{p'_{st}}{\frac{\partial U_t}{\partial S_t}} \lambda_{t+1} \right] \tag{A.5}$$

Si hacemos el supuesto de que p'_{st} y $(1+r_t)\lambda_{t+1}$ están incorrelacionados dada la información en t, al multiplicar la ecuación (A.3) por p'_{st} obtenemos:

$$\lambda_t p'_{st} = E_t \left[\frac{(1-r_t)}{(1+\rho)} \lambda_{t+1} p'_{st} \right] = \frac{\partial U_t}{\partial S_t} = 0$$

Adelantando esta expresión un período y sustituyendo en (A.5) obtenemos la ecuación de Euler en su forma lineal ,que es la que más fácilmente podemos estimar:

$$\mathrm{E}_t \left[\frac{(1+r_t)}{(1+\rho)} \frac{p'_{st}}{p'_{st+1}} \left(\frac{\frac{\partial U_{t+1}}{\partial S_{t+1}}}{\frac{\partial U_t}{\partial S_t}} \right) \right] = 1 \tag{A.6}$$

Si no podemos aceptar la hipótesis en relación a la ortogonalidad entre p'_{st} y $(1+r_t)\lambda_{t+1}$ tendríamos una ecuación de Euler no lineal tal como:

$$\mathrm{E}_t \left[\frac{(1+r_t)}{(1+\rho)} \frac{p'_{st}}{p'_{ct+1}} \left(\frac{\frac{\partial U_{t+1}}{\partial S_{t+1}}}{\frac{\partial U_t}{\partial S_t}} \right) \right] = 1$$

En esta ecuación, a diferencia de la versión lineal, que puede expresarse en forma simplificada como:

$$E_t\left[\frac{(1+r_t)}{(1+\rho)}\ \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}\right]=1$$

tenemos:

$$E_t\left[\frac{(1+r_t)}{(1+\rho)}\ \frac{p'_{st}}{p'_{ct+1}}\left(\frac{\lambda_{t+1}\ p_{t+1}}{\lambda_t\ p'_{st}}\right)\right]=\ 1$$

y esta ecuación no puede ser linealizada ya que no podemos eliminar los precios.

1.B. ESPECIFICACION EMPIRICA DE LA ECUACION DE EULER Y DERIVACION DE LA ECUACION FINALMENTE ESTIMABLE

La ecuación de Euler (A.6) correspondiente a la especificación concreta de la utilidad elegida es:

$$E_{t-1}\left[\frac{1+r_{t-1}}{1+\rho}\ \frac{p'_{st-1}}{p'_{st}}\ \frac{\exp\left\{\alpha C_t+\beta S_t+\gamma' Z_t+\eta\right\}}{\exp\left\{\alpha C_{t-1}+\beta S_{t-1}+\gamma' Z_{t-1}+\eta\right\}}\right]=1 \qquad \text{(A.7)}$$

Eliminando el operador esperanza de la expresión (A.7) y tomando logaritmos, obtenemos

$$\ln(1+r_{t+1})\ -\ \ln(1+\rho)\ -\ \Delta\ln p'_{st}+\alpha\,\Delta C_t+\beta\,\Delta S_t+\gamma'\,\Delta Z_t\ =\ \ln(1+u_t)$$

donde u_t es un error de expectativas tal que $E_{t-1}(u_t) = 0$.

Despejando de la expresión anterior ΔS_t:

$$\Delta S_t\ =\ -\ \frac{\alpha}{\beta}\Delta C_t-\frac{\gamma}{\beta}\Delta Z_t+\frac{1}{\beta}\Delta\ln p'_{st}+\frac{1}{\beta}\ln(1+\rho)\ -\frac{1}{\beta}\ln(1+r_{t-1})+\frac{1}{\beta}\ln(1+u_t) \qquad \text{(A.8)}$$

Tomando la ecuación de evolución del *stock* S:

$$\Delta cd_t = (1-(1-\vartheta)L)\Delta S_t \qquad \Rightarrow \qquad \Delta S_t = \frac{\Delta cd_t}{(1-(1-\vartheta)L)} \qquad \text{(A.9)}$$

donde L es el operador de retardos.

Sustituyendo (A.9) en (A.8), tenemos:

$$\frac{\Delta cd_t}{(1-(1-\vartheta)L)} = -\frac{\alpha}{\beta}\Delta C_t - \frac{\gamma'}{\beta}\Delta Z_t + \frac{1}{\beta}\Delta \ln p'_{st} + \frac{1}{\beta}\ln(1+\rho) + \frac{1}{\beta}\ln(1+r_{t-1}) + \frac{1}{\beta}\ln(1+u_t)$$

y pasando el denominador del lado izquierdo de esta expresión al lado derecho obtenemos la siguiente ecuación:

$$\Delta cd_t = a_{0t} + a_1\Delta C_{it} + a_1(1-\vartheta)\Delta C_{it-1} + a'_2\Delta Z_{it} + a'_2(1-\vartheta)\Delta Z_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$a_1 = \frac{\alpha}{\beta} \qquad a'_2 = \frac{\gamma'}{\beta}$$

donde, tanto los regresores como la variable dependiente corresponden a una unidad familiar i en un momento del tiempo t; y además a_{0t} denotan constantes específicas a cada período de tiempo que se recogen con *dummies* temporales. Esta ecuación será la referencia para nuestras estimaciones.

2. *Filtros aplicados para la obtención del panel final*

Se han realizado una serie de filtros necesarios para la obtención de un panel adecuado, tanto desde el punto de vista de la coherencia de los datos empleados como en relación con el fin que se desea lograr con el trabajo. Así, se han efectuado los filtros que a continuación se detalla:

1. FILTRO DE COHERENCIA INTERNA DE LAS RESPUESTAS

Se ha exigido que la recogida de información directa realizada por el entrevistador y la información que notifican los entrevistados personalmente sea coherente.

2. FILTRO DE COHERENCIA EN EL PASO DEL TIEMPO CON LA EDAD DEL CABEZA DE FAMILIA

Se han eliminado de la muestra aquellos hogares cuyo cabeza de familia no presentaba una edad acorde con el paso del tiempo que implicaba la permanencia de la unidad familiar en la encuesta.

3. FILTRO DE HOMOGENEIDAD EN EL SEXO DEL CABEZA DE FAMILIA

La razón de ser de este filtro radica en que si se produce un cambio de sexo en el cabeza de familia del hogar entrevistado se considera que ya no tenemos la misma unidad familiar, ya que su composición ha cambiado drásticamente.

4. FILTRO DE AUSENCIA DE HUESPEDES

Se realiza este filtro debido a que la presencia de un huésped en la familia supone una irregularidad que altera el comportamiento y el patrón corriente del gasto de la familia.

5. FILTRO DE NUMERO DE MIEMBROS

Se realiza un filtro que elimina de la muestra aquellas familias cuyo número de miembros es mayor de siete, debido a que estas observaciones representan valores atípicos en la muestra y lo que se pretende captar es el comportamiento de una familia representativa. Además, si no eliminamos estos valores atípicos podrían sesgar de modo importante las estimaciones.

6. FILTRO DE GASTO EN ALIMENTACION ESTRICTAMENTE POSITIVO

Se realiza este filtro ya que no parece lógico que un hogar, en una semana, no realice algún gasto en un bien de consumo primario, como son ciertos artículos de alimentación.

7. FILTRO DE RENTA REAL DISPONIBLE ESTRICTAMENTE POSITIVA

Este filtro tiene un sentido similar al del filtro anterior, pero referido a la renta, ya que no parece lógico que una familia durante un trimestre no tenga, al menos, una renta real disponible positiva[29].

8. FILTRO DE NUMERO MAXIMO DE PERIODOS DE COLABORACION

Se ha realizado un filtro que elimina aquellas familias que permanecen en la encuesta un número inferior a 5 trimestres. La razón de ser de este filtro se entiende si consideramos que los instrumentos válidos han de estar desfasados, al menos, dos períodos y, dado que en algunas estimaciones se han empleado instrumentos en tasas de variación, al menos una familia ha de permanecer 5 períodos para que no desaparezca de la muestra.

3. Elaboración de las variables dummy que recogen características individuales y familiares

Se ha elaborado un conjunto de variables que se emplean para controlar cómo varía el gasto de consumo del hogar cuando varían estas características que recogen los efectos fijos observables.

VARIABLE: NIVEL DE ESTUDIOS DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL[30]

En la Encuesta esta variable se refiere a los estudios de más alto nivel terminados y la clasificación que incluye es la siguiente:

1. Analfabetos
2. Sin Estudios
3. Enseñanza de primer grado
4. Enseñanza de segundo grado, primer ciclo
5. Enseñanza de segundo grado, segundo ciclo
6. Enseñanza de tercer grado, primer ciclo
7. Enseñanza de tercer grado, segundo ciclo

---

[29] Aunque esto, en cierto modo, es cuestionable, ya que la familia puede tener fuentes de ingresos que no se ven recogidos en la variable de renta real disponible.

[30] La ECPF define al sustentador principal como el miembro del hogar cuya aportación periódica y no estacional al presupuesto común sirve actualmente para atender, en mayor grado que la de cada uno de los demás miembros, a los gastos del mismo.

En el modelo empírico hemos definido tres variables dummy para recoger la anterior clasificación:

nest2: Toma el valor 1 si la respuesta es 4 ó 5 y cero en otro caso.

nest1: Toma el valor 1 si la respuesta es 1 ó 2 y cero en otro caso.

nest3: Toma el valor 1 si la respuesta es 6 ó 7 y cero en otro caso.

Constituyen el grupo de referencia (representado por la constante) las respuestas con valor 3: enseñanza primaria.

VARIABLE: NUMERO DE MIEMBROS DE LA UNIDAD FAMILIAR

Originalmente esta variable recogía valores desde 1 a 14, pero tras aplicar el filtro ya mencionado su rango de variación se ha reducido de 1 a 7 miembros, por lo que se ha procedido a generar 4 variables *dummy* que recojan las familias con distinto número de miembros:

miemb1: Toma el valor 1 si la familia es de 1 miembro y cero en otro caso.

miemb2: Toma el valor 1 si la familia es de 2 miembros y cero en otro caso.

miemb3: Toma el valor 1 si la familia es de 3 miembros y cero en otro caso.

miemb5: Toma el valor 1 si la familia tiene 5 o más miembros y cero en caso contrario.

Las familias que tienen 4 miembros constituyen el grupo de referencia.

VARIABLE: NUMERO DE MIEMBROS DE LA UNIDAD FAMILIAR MENORES DE 14 AÑOS

Se han generado tres variables *dummy* para recoger el número de hijos menores de la unidad familiar.

n14a: Toma el valor 1 si la familia tiene un hijo menor y cero en otro caso.

n14b: Toma el valor 1 si la familia tiene 3 hijos menores y cero en otro caso.

n14c: Toma el valor 1 si la familia tiene 4 o más hijos menores y cero en caso contrario.

Constituyen el grupo de control las familias que tienen 2 hijos menores.

VARIABLE: TIPO DE HOGAR

Esta variable toma los valores siguientes:

1. Persona sola y menor de 65 años
2. Persona sola y mayor de 65 años
3. Pareja sin niños
4. Pareja con un niño
5. Pareja con 2 niños
6. Pareja con 3 niños o más
7. Un adulto con niños
8. Otro tipo de hogares

Se ha generado una variable *dummy* de tipo de hogar **(dumth)** que capta el paso de familias sin hijos a familias con hijos, es decir, capta el número de nacimientos y, por tanto, esta variable toma valor 1 si en el trimestre anterior la variable «tipo de hogar» tomaba los valores 1, 2 ó 3 y en el período actual toma el valor 4. Se ha generado esta *dummy* porque se considera que únicamente el nacimiento del primer hijo supone una variación notable en el consumo en relación a los nacimientos posteriores.

VARIABLE: RELACION DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL CON LA ACTIVIDAD ECONOMICA

Esta variable toma los siguientes valores:

1. Trabaja al menos 1/3 de la jornada laboral
2. Trabaja menos de 1/3 de la jornada laboral
3. Parado que busca empleo
4. Retirado, jubilado, pensionista
5. Labores del hogar, exclusivamente
6. Otros

Hemos generado una variable *dummy* de situación laboral **(dumslab)** que capta el paso de estar desempleado a encontrar empleo, ya que a consecuencia de este cambio, a priori, suponemos que se genera una variación muy importante en el gasto. Por tanto, la variable generada toma el valor 1 si en el período anterior la variable «relación del sustentador principal con la actividad económica» tomaba los valores 3 ó 5 y en el período actual toma los valores 1 ó 2.

Teniendo en cuenta las *dummies* generadas, el grupo de control que se establece se ha elegido de modo que sea suficientemente representativo. Este grupo de control corresponde a la siguiente familia tipo: hogares de cuatro miembros, siendo dos de ellos niños, cuyo cabeza de familia posee educación primaria y trabaja al menos 1/3 de la jornada laboral.

4. *Especificación de las preferencias en el caso de existen*cia de separabilidad

El interés en especificar una función de utilidad más rica que la presentada en la especificación econométrica radica en que la función allí empleada se comporta bien dado el supuesto de existencia de no separabilidad entre las decisiones de consumo duradero y no duradero e incluso, si obtuviéramos el resultado contrario, al incluir el segundo término exponencial, no estaríamos incurriendo en un error de especificación.

Sin embargo, si sólo incluyéramos el término que corresponde a la interacción entre el consumo duradero y no duradero y obtuviéramos separabilidad como evidencia empírica, la especificación de nuestras preferencias no sería correcta, debido a que estaríamos contrastando conjuntamente dos hipótesis: la existencia o no de separabilidad y la inclusión o no en la función de utilidad de los bienes no duraderos como argumento. Un problema más grave, si cabe, lo tendríamos en el caso de que obtuviéramos separabilidad como resultado, ya que en ese caso, estaríamos afirmando implícitamente que los bienes de consumo no duradero no entran como argumento en la función de utilidad, lo cual es absurdo, dado que los datos de los que se dispone muestran valores positivos en todas las categorías para la gran mayoría de las familias en el período muestral considerado.

Si quisiéramos considerar la separabilidad o no separabilidad entre distintos tipos de bienes, tendríamos que especificar una función de utilidad como la siguiente:

$$\begin{aligned} U(C_t, S_t, \mathrm{F}(Z_t)) = \exp - \left\{\alpha_0 C_t^j + \beta S_t + \gamma_0' Z_t + \eta_0\right\} + \\ + \sum_{j=1}^{7} \exp - \left\{\alpha_1' C_t^j + \gamma_1' Z_t + \eta_1\right\} + \\ + \exp - \left\{\sum_{j=1}^{7} \alpha_2' C_t^j + \gamma_2' Z_t + \eta_2\right\} \end{aligned}$$

Mediante el primer término contrastaríamos la hipótesis de separabilidad entre el gasto en bienes duraderos y no duraderos y si aceptáramos la hipótesis nula (α_0=0), no tendríamos problemas porque esto no supone que los bienes de consumo no duradero desaparezcan de la función de utilidad, ya que tanto α'_1 como α'_2 pueden ser distintos de cero.

A través del segundo término contrastaríamos la hipótesis de separabilidad entre bienes de consumo no duradero y si obtuviéramos evidencia de separabilidad (α'_1=0), esto no implicaría que esta categoría de

bienes no apareciera en la función de utilidad, ya que α'_2 será distinto de cero.

5. *Especificación del agregado de bienes duraderos y de cada bien no duradero considerado*

* Dentro de los **gastos no duraderos,** tenemos:

1. El gasto en alquileres incluye tanto los alquileres reales como los imputados y el gasto de agua, concretamente nos referimos al subgrupo 31 de la ECPF: «Vivienda y gasto de distribución de agua», del grupo 3: «Vivienda, calefacción y alumbrado».

2. El gasto en Alimentación, Bebidas y Tabaco incluye el grupo 1 de la Clasificación de los Gastos de Consumo de la ECPF, englobando los subgrupos siguientes:

— 11 «Alimentos»
— 12 «Bebidas no alcohólicas»
— 13 «Bebidas alcohólicas»
— 14 «Tabaco»

3. El gasto en Vestido y Calzado (que es considerado en el artículo como un representante del consumo semi-duradero) comprende el grupo 2: «Vestido y Calzado», con los subgrupos:

— 21 «Vestido, incluyendo reparaciones»
— 22 «Calzado, incluyendo reparaciones»

4. El gasto en Energía se refiere al subgrupo 32: «Calefacción y Alumbrado» del grupo 3 «Vivienda, Calefacción y Alumbrado».

5. El gasto en Servicios Médicos incluye los siguientes subgrupos del grupo 5: «Servicios Médicos y Gastos Sanitarios»:

— 51 «Medicinas y otros productos farmaceúticos»
— 53 «Servicios médicos, enfermeras y otros servicios»
— 54 «Cuidados en hospitales y asimilados»
— 55 «Remuneración de los servicios de seguros»

6. El Gasto en Transporte incluye los subgrupos del grupo 6: «Transportes y Comunicaciones»:

— 63 «Compras de servicios de transporte»
— 64 «Correos y Comunicaciones»

7. El gasto en Esparcimiento engloba los subgrupos: 72 «Servicios de esparcimiento, espectáculos y cultura, salvo hoteles, restaurantes y cafés» y 73 «Libros, diarios y revistas» del grupo 7: «Esparcimiento, Espectáculos, Enseñanza y Cultura». Del grupo 8: «Otros bienes y servicios»

incluímos los subgrupos: «Gastos en restaurantes, cafés y hoteles» y «Viajes turísticos, todo incluido».

8. El gasto en Enseñanza incluye el subgrupo 74 «Enseñanza», que pertenece al grupo 7, anteriormente citado.

* **El gasto en bienes duraderos** engloba los siguientes subgrupos del grupo 4: «Muebles, artículos de mobiliario, artículos de menaje para el hogar y gastos de conservación corrientes de la casa», cuyos subgrupos son:

— 41 «Muebles y accesorios fijos, alfombras y otros revestimientos de suelos y reparaciones»

— 42 «Artículos textiles y otros artículos de amueblamiento del hogar, incluyendo reparaciones»

— 43 «Aparatos de calefacción y cocina, frigoríficos, lavadoras y otras grandes máquinas para el hogar, incluyendo accesorios y reparaciones»

— 44 «Cristalería, vajilla y utensilios de menaje, incluyendo reparaciones»

También incluye el subgrupo 52 «Aparatos terapéuticos y otro material» del grupo 5: «Servicios médicos y gastos sanitarios», además de los subgrupos 61 «Compra de vehículos para el transporte personal» y 62 «Gastos de utilización de vehículos», pertenecientes al grupo 6. Por otra parte, también engloba el subgrupo 71 «Aparatos y accesorios, incluyendo reparaciones» del grupo 7, y dentro del grupo 8 se consideran los subgrupos 82 «Otros artículos no mencionados en otra parte» (que incluye joyas, relojes y piedras preciosas, incluidas las reparaciones, así como artículos de fumador y de viaje, que corresponden a los subgrupos 821 y 822, respectivamente).

La razón de haber aglutinado en 8 grupos de gasto los bienes —considerados a priori— como no duraderos, responde al intento de disponer de una clasificación lo suficientemente exhaustiva del vasto número de categorías de gasto que se contempla en la ECPF. Se trataba de recoger el mayor número posible de subgrupos bajo rúbricas de gasto lo más homogéneas —y al mismo tiempo más completas— posible. Esto, no obstante, no significa que no se hubieran podido elegir otras clasificaciones, incluyendo diferentes subgrupos, reduciendo el número de categorías de gasto o considerando un agregado de bienes duraderos menos extenso, pero también menos general. Por supuesto, la elección final implicará un *trade-off* entre exactitud y globalidad de las categorías de gasto que diseñemos; la que se considera en el artículo no es, desde luego, ni la mejor ni la única posible.

REFERENCIAS

Altug, S. y Miller, R. A. (1990): «Household Choices in Equilibrium», *Econometrica.*

Arellano, M. y Bover, O. (1990): «La Econometría de Datos de Panel», *Investigaciones Económicas (segunda época).*

Arellano, M. y Bond, S. (1988): «Dynamic Panel Data Estimation Using DPD: A Guide for Users», Institute for Fiscal Studies, Working Paper 15.

Blanchard, O.J. y Fisher, S. (1989): *Lectures on Macroeconomics,* MIT Press.

Bover, O. y Estrada, A. (1994): «Durable Consumption and House Purchases: Evidence from Spanish Panal Data», Banco de España, Servicio de Estudios. Documento de Trabajo 9411.

Blundell, R., Browning, M. y Meghir, C. (1994): «Consumer Demand and the Life-Cycle Allocation of Household Expenditures», *Review of Economic Studies.*

Brugiavini, A. y Weber, G. (1992): «Durables and Nondurables Consumption: Evidence from Italian Household Data», Temi di Discussione del Servizio Studi Banca d'Italia, 184.

Caballero, R. J. (1990): «Expenditure on Durable Goods: A Case for Slow Adjustment», *The Quarterly Journal of Economics.*

Deaton, A. (1992): *Undestanding Consumption, Clarendon Press. Oxford.*

Friedman, M. (1957): «A Theory of the Consumption Function», Princeton NJ. Princeton University Press.

Hall, E. R. (1978): «Stochastic Implications of the Life-Cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence», *Journal of Political Economy.*

Hayashi, F. (1985): «The Permanent Income Hypothesis and Consumption Durability: Analysis Based on Japanese Panel Data», *The Quarterly Journal of Economics.*

Lam, P. (1987): «The Consumption Function Under Exponential Utility: An Extension», *Economics Letters.*

López-Salido, J. D. (1993): «Consumo y Ciclo Vital: Resultados para España con Datos de Panel», *Investigaciones Económicas.*

Mankiw, N. G. (1982): «Hall's Consumption Hypothesis and Durable Goods», *Journal of Monetary Economics.*

Modigliani, F. y Brumberg, R. (1954): «Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data», en *Post-Keynesian Economics,* K. Kurihara, (ed). New Brunswick, NJ. Rutgers University Press.

Sargan, J. D. (1988): «Testing for Misespecification After Estimating Using Instrumental Variables» en *Contributions to Econometrics: John Dennis Sargan,* Vol 1. Cambridge University Press.

White, H. (1982): «Instrumental Variables Regression With Independent Observations», *Econometrica.*

ABSTACT

This article seeks to analyze whether the consumption of durable and non-durable goods is separable in the framework of household expenditure decisions. For this purpose, the author introduces an intertemporal maximization model in discrete time for the household utility, whose main feature is to present non-intertemporal separability.

The associated Euler equation is estimated using panel data from the Spanish Family Expenditure Survey with quarterly data from 1985 first quarter to 1991 fourth quarter. The key interest in using this type of

data is the availability of personal and family characteristics which are vital to explain the consumption pattern and its evolution.

The conclusion points to the need for specifying utility or consumption functions which take into account the durable and non-durable component of consumption, since evidence of non-separability between the durable and each of the seven groups of non-durable consumption is found.

El pago de dividendos en el mercado bursátil español: análisis de la rentabilidad exdividendo*

MANUEL ESPITIA ESCUER
Universidad de Zaragoza. Dpto. de Economía y Dirección de Empresas

FCO. JAVIER RUIZ CABESTRE
Universidad de La Rioja. Dpto. de Economía y Empresa

1. INTRODUCCION

Tradicionalmente, el argumento que se ha esgrimido en torno a la formación de precios de las acciones sobre los días de pago de los dividendos se basa en que, debido al diferente trato fiscal que sufren los dividendos y las ganancias de capital en el impuesto sobre la renta, favorable a las ganancias de capital[1], los inversores demandarán una prima por recibir renta en forma de dividendos[2], que se traducirá en una caída de precios exdividendo inferior al importe del dividendo. Este argumento, conocido, gracias a Lakonishok y Vermaelen (1983), como «hipótesis de clientela impositiva», que tiene como máximos exponentes a Elton y Gruber (1970), señala que los inversores valoran menos una unidad monetaria de dividendos en relación con una unidad

* Nuestro más sincero agradecimiento a dos evaluadores anónimos, cuyas sugerencias han contribuido a mejorar sustancialmente la versión final del trabajo.

[1] La percepción de dividendos por parte del inversor supone que los mismos forman parte de la base imponible del impuesto sobre la renta en el año en que se perciban, mientras que las ganancias de capital no son gravadas hasta que las acciones generadoras de las mismas son vendidas, lo cual permite una mayor flexibilidad fiscal a favor de las ganancias de capital. A ésto, además, hay que añadir que en el mercado americano, donde se iniciaron los primeros estudios sobre la formación de precios exdividendo, hasta el año 1986 el 60% de las ganancias de capital estaban excluidas en el impuesto sobre la renta y el tipo impositivo sobre las mismas no podía exceder del 25%, lo cual suponía un mayor tipo impositivo sobre la renta de dividendos que sobre la renta de ganancias de capital.

[2] Brennan (1970) fue el primero en incorporar el impuesto sobre la renta en el modelo de equilibrio de activos financieros, indicando que la discriminación fiscal que sufren los dividendos induce a los inversores a exigir una rentabilidad antes de impuestos más alta, cuanto mayor sea la rentabilidad por dividendos prevista, para un nivel de riesgo dado.

monetaria de ganancias de capital (efecto impositivo) y que, dado el amplio espectro de políticas de dividendos existentes en el mercado, los mismos formarán carteras de acciones atendiendo al pago de dividendos, en base a sus tipos impositivos sobre la renta, indicando, además, que la caída de precios exdividendo será mayor conforme aumenta la rentabilidad por dividendos de la acción, ya que los inversores con altos tipos impositivos sobre la renta concentrarán sus carteras sobre aquellas acciones con rentabilidad por dividendos bajas, mientras que, por el contrario, los inversores con bajos tipos impositivos sobre la renta lo harán sobre aquellas acciones con rentabilidad por dividendos altas (efecto clientela)[3]. Entre los trabajos realizados que obtienen evidencia en favor de dicha hipótesis, aunque no siempre confirman el efecto clientela, destacan Campbell y Beranek (1955), Durand y May (1960), Elton y Gruber (1970), Eades, Hess y Kim (1984), Barclay (1987), Hietala (1990) y Skinner (1993).

Kalay (1982) y Miller y Scholes (1982), sin embargo, presentan un argumento alternativo, conocido, también debido a Lakonishok y Vermaelen (1983), como «hipótesis de posicionamiento a corto plazo». Establecen que en el mercado no sólo actúan estos inversores a largo plazo, que sufren dicha penalización impositiva sobre los dividendos[4], sino que existen inversores a corto plazo que, teniendo similar trato fiscal sobre dividendos y ganancias de capital[5], realizarán procesos de compra-venta de acciones a corto plazo, si la caída de precios sobre el día exdividendo es diferente del importe del dividendo (efecto arbitraje)[6], indicando, además, que elevados costes de transacción pueden inhibir estos procesos de arbitraje. Entre los trabajos realizados que aportan evidencia en favor de dicha hipótesis destacan Kalay (1982), Miller y Scholes (1982), Lakonishok y Vermaelen (1983 y 1986), Berry y Gallinger (1989), Michaely (1991) y Han (1994).

---

[3] La posibilidad de la existencia de un efecto clientela formado sobre la base de la rentabilidad por dividendos fue inicialmente sugerida por Miller y Modigliani (1961).

[4] Esta penalización impositiva, que sufren los dividendos en el impuesto sobre la renta, también, es extensible al impuesto sobre sociedades, al menos en lo que se refiere a la mayor flexibilidad fiscal de las ganancias de capital.

[5] Las ganancias de capital, obtenidas como consecuencia de compra-venta de acciones dentro del propio ejercicio fiscal, tributan en el impuesto sobre la renta o en el impuesto sobre sociedades, según que el inversor sea una persona física o jurídica, igual que lo hacen los dividendos percibidos dentro del mismo, sin embargo, hay que señalar que, éstos últimos, sufren una retención, en el momento del pago, a cuenta de dichos impuestos y una deducción por doble imposición de dividendos.

[6] Entendido el término arbitraje en un sentido amplio, ya que en un sentido estricto éste sólo es aplicable para designar aquellas operaciones de signo contrario realizadas, de forma simultanea en dos plazas diferentes, a un riesgo nulo y con objeto de aprovechar las diferencias de precios existentes en las mismas.

Generalmente, los estudios realizados sobre la formación de precios exdividendo se han basado, bien en el análisis del ratio de caída de precios exdividendo, definido como el cociente entre la caída de precios sobre el día exdividendo (obtenida como la diferencia entre el precio con dividendo y el precio exdividendo) y el importe del dividendo (véase, por ejemplo, Elton y Gruber (1970), Kalay (1982), Lakonishok y Vermaelen (1983), Booth y Johnston (1984), Barclay (1987), Michaely (1991) y Menyah (1993), entre otros), bien en el análisis de la rentabilidad exdividendo, definida como el cociente entre la caída de precios exdividendo (obtenida como la diferencia entre el precio exdividendo y el precio con dividendo), incrementada por el importe del dividendo, y el precio con dividendo, aunque si bien, en la práctica, esta última relación ha sido computada a través de la rentabilidad anormal o residual sobre la fecha exdividendo (véase, Eades, Hess y Kim (1984), Lakonishok y Vermaelen (1986), Berry y Galliger (1989), Robin (1991) y Fedenia y Grammatikos (1993), entre otros), con el objeto de contrastar empíricamente si la caída media de precios de las acciones sobre los días exdividendo se corresponde con el importe del dividendo, lo cual es equivalente a contrastar si el ratio medio de caída de precios exdividendo es igual a uno o si la rentabilidad media exdividendo es nula. Sin embargo, el ratio de caída de precios exdividendo puede presentar serios problemas de heteroscedasticidad, señalados únicamente por Lakonishok y Vermaelen (1983), Eades, Hess y Kim (1984), Barclay (1987), Basarrate y Rubio (1989), Hietala (1990), Michaely (1991) y Menyah (1993), que no se manifiestan sobre la rentabilidad exdividendo, y cuya corrección o ajuste, como indica Hietala (1990), no está claro que incremente la eficiencia de las estimaciones. De ahí que, en el presente estudio, se opte por trabajar con la rentabilidad exdividendo, en lugar de ajustar el ratio de caída de precios exdividendo por el motivo causante de la heteroscedasticidad.

En este sentido, las predicciones establecidas por cada una de las hipótesis sobre la rentabilidad exdividendo serán diferentes. Así, mientras que la hipótesis de clientela impositiva predice una rentabilidad media exdividendo significativamente distinta de cero, en concreto mayor que cero, la hipótesis de posicionamiento a corto plazo predice una rentabilidad media exdividendo no significativamente distinta de cero para costes de transacción bajos.

El presente trabajo analiza la formación de precios de las acciones sobre las fechas de pago de los dividendos en el mercado bursátil espa-

ñol[7]. Para ello, y ante los problemas de heteroscedasticidad que se detectan sobre el ratio de caída de precios exdividendo, el análisis se centra sobre la rentabilidad exdividendo, introduciendo como novedad, con respecto al trabajo de Espitia y Ruiz (1995), que básicamente examina el efecto que los cambios impositivos tienen sobre los precios exdividendo, los contrastes de la nueva escuela de valoración de dividendos y del nivel mínimo de los costes de transacción, así como el estudio particularizado por años y por sectores bursátiles.

En lo que sigue, el trabajo se estructura en los siguientes apartados: el segundo establece el desarrollo de la formación de precios exdividendo a partir de la rentabilidad exdividendo, el apartado tercero expone y justifica la metodología; el cuarto recoge la base de datos utilizada en el estudio; el apartado quinto muestra y analiza los resultados obtenidos y, por último, el sexto señala las conclusiones del trabajo.

2. PRECIOS EXDIVIDENDO Y RENTABILIDAD EXDIVIDENDO

2.1. Hipótesis de clientela impositiva

De acuerdo con el planteamiento de Elton y Gruber (1970), se puede establecer que el inversor que vende acciones antes de la fecha exdividendo pierde el derecho a percibir los dividendos, mientras que el que vende sobre la fecha exdividendo retiene los dividendos aunque esperará vender a precios más bajos. Por tanto, la caída de precios de las acciones sobre el día exdividendo debe reflejar la valoración que el mercado establece de los dividendos en relación con las ganancias de capital. En particular, el diferente trato impositivo de los dividendos y de las ganancias de capital afectará a la decisión de venta sobre la fecha exdividendo.

Así, partiendo de la premisa de que el inversor desea maximizar la riqueza después de impuestos, se puede plantear la siguiente igualdad:

$$Pc - (Pc - Po) \cdot t_g = Pe - (Pe - Po) \cdot t_g + D \cdot (1 - t_d) \qquad (1)$$

[7] En el caso español, el tratamiento fiscal de los dividendos y ganancias de capital en el impuesto sobre la renta parece favorable a las ganancias de capital, dado que los dividendos están gravados al tipo marginal, mientras que las ganancias de capital se gravan a un tipo impositivo que como máximo será el marginal.

donde Po = precio al que la acción fue comprada
Pc = precio de la acción con dividendo
Pe = precio de la acción exdividendo
D = importe del dividendo
t_d = tipo impositivo sobre la renta de ganancias de capital
t_g = tipo impositivo sobre la renta de dividendos

que indica que el inversor se muestra indiferente entre vender las acciones con dividendo o exdividendo.

Ordenando la relación (1), se obtiene:

$$Pc \,.\, (1 - t_g) = Pe \,.\, (1 - t_g) + D \,.\, (1 - t_d) \tag{2}$$

de donde, definiendo, respectivamente, la rentabilidad exdividendo y el ratio de caída de precios exdividendo como:

$$Re = \frac{Pe - Pc + D}{Pc} \tag{3}$$

y

$$\frac{(Pc - Pe)}{D} = \frac{(1 - t_d)}{(1 - t_g)} \tag{4}$$

se puede determinar:

$$Re = \frac{D}{Pc} \cdot \left[1 - \frac{(1 - t_d)}{(1 - t_g)}\right] \tag{5}$$

que representa la particular formación de precios de las acciones sobre los días exdividendo, causada por compradores y vendedores que, con tipos impositivos t_d y t_g, se muestran indiferentes entre operar con dividendo o exdividendo.

La penalización impositiva sobre los dividendos, que sufren los inversores a largo plazo que actúan en el mercado, se traducirá en una rentabilidad exdividendo positiva[8], ya que el tipo impositivo t_d es mayor que el tipo impositivo t_g (efecto impositivo), y en una relación negativa entre la rentabilidad por dividendos y el valor que se obtiene de restar a la unidad el ratio de caída de precios exdividendo, que es el importe

[8] Nótese, según puede observarse de la relación (5), la relación positiva existente entre la rentabilidad exdividendo, Re, y la rentabilidad por dividendos, D/Pc.

entre paréntesis de la relación (5), si se produce el denominado efecto clientela, ya que disminuirán los tipos impositivos t_d y t_g, así como su diferencial, al aumentar la rentabilidad por dividendos.

2.2. *Hipótesis de posicionamiento a corto plazo*

En el mercado, sin embargo, no sólo intervienen los inversores a largo plazo, sino que también operan compradores y vendedores que actúan a corto plazo y tienen similar trato fiscal sobre dividendos y ganancias de capital[9], ya que obtienen las ganancias de capital dentro del propio ejercicio fiscal. Por consiguiente, para estos inversores a corto plazo, como $t_d = t_g = t$, la rentabilidad exdividendo será:

$$Re = \frac{D}{Pc} \cdot \left[1 - \frac{(1-t)}{(1-t)}\right] = 0 \qquad (6)$$

de tal forma que grandes diferencias entre la caída de precios y el importe del dividendo ofrecerán oportunidades de arbitraje con beneficios para cualquier inversor que actúe a corto plazo (efecto arbitraje).

Así, y siguiendo, entre otros, a Kalay (1982), Booth y Johnston (1984), Hietala (1990) y Menyah (1993), si la caída de precios es menor que el importe del dividendo, se producirá una compra de acciones con dividendo y una venta de las mismas exdividendo, siempre y cuando el margen de la operación supere a los costes de transacción, lo cual podrá ser expresado como:

$$[-Pc \,.\, (1 + c) + Pe \,.\, (1 - c) + D\,] \,.\, (1 - t) > 0 \qquad (7)$$

o bien

$$Re > c \,.\, \left(1 + \frac{Pe}{Pc}\right) \qquad (8)$$

donde c = coste de transacción.

Similarmente, si la caída de precios es mayor que el importe del dividendo, se producirá una venta de acciones con dividendo y una

[9] Trato fiscal que puede ser incluso favorable a los dividendos, debido a las deducciones por doble imposición de dividendos que, generalmente, suelen contemplar las distintas regulaciones de los impuestos sobre la renta y sobre sociedades.

compra de las mismas exdividendo, siempre y cuando el margen de la operación supere a los costes de transacción, lo cual, también, podrá ser expresado como:

$$[Pc \,.\, (1 - c) - Pe \,.\, (1 + c) - D] \,.\, (1 - t) > 0 \qquad (9)$$

o bien

$$Re < - c \,.\, \left(1 + \frac{Pe}{Pc}\right) \qquad (10)$$

Luego, a partir de las relaciones (8) y (10), se puede obtener:

$$- c \,.\, \left(1 + \frac{Pe}{Pc}\right) < Re < c \,.\, \left(1 + \frac{Pe}{Pc}\right) \qquad (11)$$

que es el rango de variación donde puede situarse, en presencia de costes de transacción, la rentabilidad exdividendo sin posibilidad de que se produzcan oportunidades de arbitraje con beneficios para cualquier inversor. Por consiguiente, la presencia de costes de transacción puede hacer que la caída de precios exdividendo sea distinta del importe del dividendo y, por tanto, la rentabilidad exdividendo no sea nula sin posibilidad de arbitraje.

3. METODOLOGIA

El presente estudio, que tiene por objeto examinar la valoración que el mercado bursátil español establece de los dividendos en relación con las ganancias de capital, se puede plantear a partir de la formación de carteras de acciones sobre la fecha exdividendo.

Así, el análisis del ratio de caída de precios exdividendo y de la rentabilidad exdividendo permite determinar si la formación de precios exdividendo[10] se corresponde con el efecto impositivo, contrastándose

[10] A posteriori, como para cada acción i únicamente se conoce el precio exdividendo de cierre y utilizarlo en el análisis supone introducir un sesgo, dado que contiene la rentabilidad del día exdividendo, el precio exdividendo, para obtener tanto el ratio de caída de precios exdividendo como la rentabilidad exdividendo, deberá ser estimado a partir del precio exdividendo de cierre, descontándose la rentabilidad del mercado de ese día exdividendo, de acuerdo con la siguiente expresión:

$$\hat{P}ie = \frac{P^{c}ie}{(1 + Rme)}$$

donde $P^{c}ie$ = precio exdividendo de cierre de la acción i
Rme = rentabilidad del mercado sobre el día exdividendo

caída de precios exdividendo disminuye en momentos de prosperidad bursátil. Esto, al igual que el efecto clientela, se investiga a través del análisis del cociente entre la rentabilidad media exdividendo y la rentabilidad media por dividendos a lo largo de los deciles, construidos de acuerdo con la rentabilidad del mercado[14], para ver si éste aumenta conforme aumenta la rentabilidad del mercado, lo cual permite afirmar que la caída de precios exdividendo es menor cuanto mayor es la rentabilidad del mercado.

Por último, también, se investiga si la formación de precios exdividendo es compatible con el efecto arbitraje a través del análisis del nivel mínimo de los costes de transacción, necesario para que no hubieran podido existir oportunidades de arbitraje con beneficios, y del rango de variación donde puede situarse la rentabilidad exdividendo sin posibilidad de arbitraje, contrastándose si el nivel mínimo medio de los costes de transacción se corresponde con los costes reales de transacción y si la rentabilidad media exdividendo coincide con el límite medio superior del rango de variación donde puede situarse la rentabilidad exdividendo sin posibilidad de arbitraje.

Este nivel mínimo de los costes de transacción, para cada exdividendo, se obtiene a partir de la relación (7) ó (9), dependiendo de que el posicionamiento sea de compra-venta o viceversa, determinándose una expresión general definida como:

$$C_{mín.} = \frac{|Pc - (Pe + D)|}{(Pc + Pe)} \qquad (12)$$

que sirve para ambos casos, mientras que el rango de variación donde puede situarse la rentabilidad exdividendo sin posibilidad de arbitraje, también para cada exdividendo, se obtiene, a partir de la relación (11).

4. BASE DE DATOS

Para analizar el comportamiento de precios de las acciones sobre la fecha exdividendo y poder obtener resultados que permitan su generalización, se ha confeccionado una amplia base de datos representativa del mercado bursátil español, tanto en lo referente a la muestra de acciones como al período de análisis.

[14] El primer decil contiene a la decima parte de las acciones de la base de datos que pagaron dividendos coincidiendo en el tiempo con la menor rentabilidad del mercado, mientras que el decimo contiene a la decima parte de las acciones que pagaron dividendos coincidiendo en el tiempo con la mayor rentabilidad del mercado.

Así, de las acciones que componen el índice de general de la Bolsa de Madrid en 1992, se han seleccionado aquellas que presentan un peso significativo sobre el mismo. En total el número de acciones seleccionadas para 1992 son 62 y representan el 92,59% sobre dicho índice. A partir de esta muestra de acciones, retrocediendo en el tiempo hasta el año 1980[15], se ha construido la base de datos, en función de la disponibilidad de los mismos. El Cuadro 1 recoge los años para los que se realiza el estudio, período 1980-1992, y dentro de cada año, el número de acciones que componen el índice general de la Bolsa de Madrid, la base de datos y el peso que la base de datos representa sobre dicho índice. Los datos revelan que la base de datos es altamente representativa de la Bolsa de Madrid durante el período de estudio. En el apéndice 1 se detalla la composición de la base de datos, así como las fuentes utilizadas para su elaboración.

CUADRO 1

REPRESENTATIVIDAD DE LA BASE DE DATOS

Años	Número de acciones del índice general	Número de acciones de la base de datos	Peso de la base de datos sobre el índice general
1980	75	51	78,60%
1981	75	51	79,55%
1982	69	51	81,91%
1983	67	52	83,40%
1984	68	52	91,25%
1985	70	52	87,64%
1986	72	53	90,99%
1987	72	55	93,06%
1988	73	58	94,95%
1989	74	61	93,82%
1990	75	61	95,24%
1991	70	61	97,43%
1992	94	62	92,59%

A partir de los datos referentes a las fechas de pago de los dividendos, se eliminaron aquellos dividendos cuyas acciones sobre el día de pago o sobre el día precedente no habían cotizado. También, se excluyeron aquellos dividendos cuyas acciones coincidieron con el inicio de ampliaciones de capital. El Cuadro 2 determina, para cada año, el número total de exdividendos y los utilizados por el estudio, tras elimi-

[15] El motivo por el que el período de estudio se extiende al año 1980, y no alcanza la década de los setenta, radica en que para el año 1979 y anteriores fue materialmente imposible obtener los datos de todas las variables que intervienen en el mismo (precios diarios de cierre de las acciones, valores diarios del índice general, fechas de pago e importes de los dividendos y fechas de las ampliaciones de capital)

nar los indicados anteriormente, con lo que el análisis se realiza para los 1.090 exdividendos del período 1980-1992.

CUADRO 2
BASE DE DATOS DEL ESTUDIO

Años	Exdividendos	Exdividendos utilizados por el estudio
1980	86	68
1981	88	70
1982	89	65
1983	98	82
1984	86	71
1985	86	69
1986	91	79
1987	95	81
1988	111	99
1989	115	98
1990	110	103
1991	105	104
1992	102	101
Conjunto	1.262	1.090

5. ANALISIS DE RESULTADOS

CUADRO 3
CONTRASTES SOBRE LA RENTABILIDAD EXDIVIDENDO

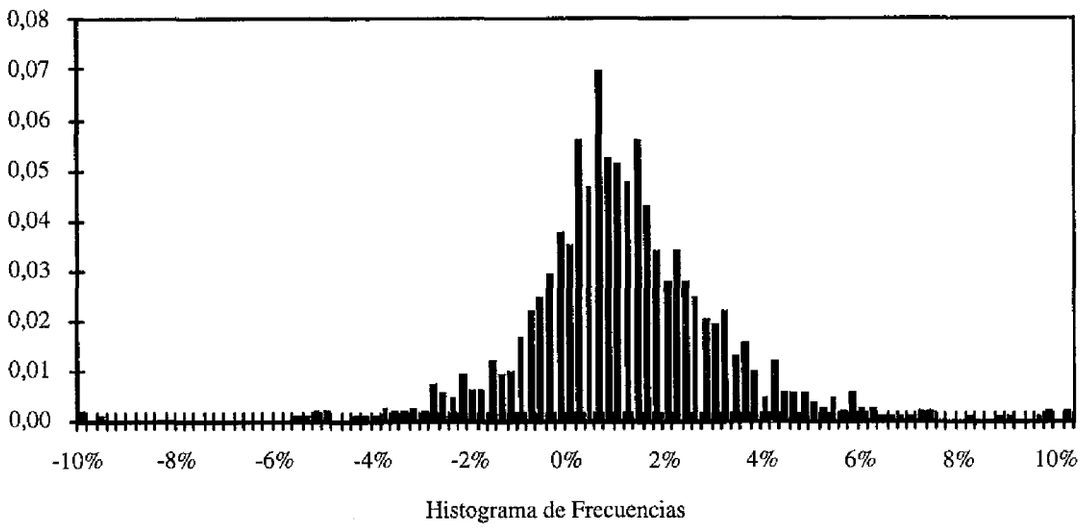
	Precios exdividendo estimados	Precios exdividendo de cierre
Media	1,011%	1,136%
Desv.típ.	2,096%	2,441%
Z-valor(1)	15,92**	15,35**

(1) Hipótesis nula = la rentabilidad media exdividendo es igual a cero.
** Significativo al 99% de confianza

El Cuadro 3 recoge, para el conjunto de los 1.090 exdividendos y durante el período 1980-1992, los resultados de los contrastes sobre la rentabilidad exdividendo, tanto para los precios exdividendo estimados como para los precios exdividendo de cierre. Los datos revelan que la caída de precios exdividendo, por término medio, es inferior al importe del dividendo, rechazándose la hipótesis, al 99% de confianza, de que la caída media de precios exdividendo es igual al importe del dividendo, como así lo confirman los contrastes sobre la rentabilidad exdividendo, tanto para precios estimados como para precios de cierre. La columna tercera muestra el sesgo que se introduce al trabajar con precios exdivi-

dendo de cierre, de ahí que, en lo que resta de estudio, siempre se trabaje con precios exdividendo estimados. Por otro lado, el Gráfico 1, que refleja el histograma de frecuencias de la rentabilidad exdividendo, muestra como la mayor parte del peso de frecuencias se encuentra a la derecha del cero, en concreto en torno al 1%, lo cual confirma los resultados de los contrastes.

GRAFICO 1
RENTABILIDAD EXDIVIDENDO



Por tanto, se puede indicar que, en el mercado bursátil español, la caída de precios exdividendo es, por término medio, significativamente inferior al importe del dividendo, manifestándose una clara preferencia por las ganancias de capital en relación con los dividendos, lo cual resulta consistente con el efecto impositivo, que señala que, debido al diferente trato fiscal que sufren los dividendos y las ganancias de capital, favorable a las ganancias de capital, los inversores valoran menos una unidad monetaria de dividendos en relación con una unidad monetaria de ganancias de capital.

Para los diferentes deciles, construidos en función de la rentabilidad por dividendos, el Cuadro 4 establece el valor medio y la desviación típica de la rentabilidad exdividendo y del ratio de caída de precios exdividendo, confirmando que el ratio de caída de precios exdividendo presenta heteroscedasticidad causada por la rentabilidad de dividendos, mientras que la rentabilidad exdividendo no se ve afectada por este hecho. La desviación típica del ratio de caída de precios exdividendo disminuye sistemáticamente conforme aumenta la rentabilidad por divi-

dendos, siendo la variabilidad mayor para importes de dividendos bajos.

CUADRO 4

MEDIA Y DESVIACION TIPICA DE LA RENTABILIDAD EXDIVIDENDO Y DEL RATIO DE CAIDA DE PRECIOS EXDIVIDENDO SOBRE LOS DECILES CONSTRUIDOS EN FUNCION DE LA RENTABILIDAD POR DIVIDENDOS

	Rentabilidad exdividendo		Ratio de caída de precios exdividendo	
Deciles	Media	Desv. típ.	Media	Desv. típ.
1.º decil	0,342%	2,220%	0,562	3,849
2.º decil	0,472%	2,430%	0,548	2,439
3.º decil	0,309%	1,964%	0,775	1,406
4.º decil	0,803%	1,583%	0,524	0,931
5.º decil	0,995%	1,734%	0,533	0,827
6.º decil	1,267%	1,808%	0,521	0,683
7.º decil	1,257%	1,780%	0,601	0,572
8.º decil	1,377%	2,077%	0,647	0,530
9.º decil	1,743%	2,111%	0,670	0,400
10.º decil	1,547%	2,486%	0,823	0,270

CUADRO 5

VALORES DE LOS COCIENTES ENTRE LA RENTABILIDAD MEDIA EXDIVIDENDO Y LA RENTABILIDAD MEDIA POR DIVIDENDOS SOBRE LOS DECILES

Deciles	1.º	2.º	3.º	4.º	5.º	6.º	7.º	8.º	9.º	10.º
Media Re/Media (D/Pc)(1)	0,544	0,454	0,223	0,470	0,470	0,485	0,399	0,348	0,331	0,177
Media Re/Media (D/Pc)(2)	0,359	0,286	0,310	0,343	0,257	0,291	0,270	0,457	0,332	0,415

(1) Deciles formados de acuerdo con la rentabilidad por dividendos.

(2) Deciles formados de acuerdo con la rentabilidad del mercado.

El Cuadro 5 muestra los valores de los cocientes entre la rentabilidad media exdividendo y la rentabilidad media por dividendos sobre los deciles, construidos, respectivamente, de acuerdo con la rentabilidad por dividendos y con la rentabilidad del mercado, y revela que: por un lado, para los deciles formados de acuerdo con la rentabilidad por dividendos, a partir del quinto decil el cociente disminuye sistemáticamente al pasar de un decil a otro, lo cual puede ser interpretado como que la caída de precios exdividendo es mayor para aquellas acciones que ofrecen rentabilidades por dividendos más elevadas, siendo estos resultados no tan evidentes como los presentados por Basarrate y Rubio (1989)

para el período 1983-1988, y, por otro, para los deciles formados de acuerdo con la rentabilidad del mercado, no se observa relación sistemática alguna sobre el cociente al pasar de un decil a otro.

Por tanto, se puede señalar que, en el mercado bursátil español, la valoración relativa de los dividendos en relación con las ganancias de capital parece consistente con un efecto clientela débil, en el sentido de que la relación de decrecimiento se observa a partir del quinto decil, y no se corresponde con la nueva escuela de valoración de dividendos.

A posteriori, con los datos de precios exdividendo se puede obtener, para cada exdividendo, el nivel mínimo de los costes de transacción, necesario para que no hubieran podido existir oportunidades de arbitraje con beneficios, y el rango de variación donde puede situarse la rentabilidad exdividendo sin posibilidad de arbitraje. Para ello, y en éste último caso, es necesario conocer el valor de los costes reales de transacción. En este sentido, y con objeto de cuantificar los costes de transacción durante el período 1980-1992, se han examinado las normas que delimitan el valor de éstos, detallándose las mismas en el apéndice 2. El análisis de éstas, permite establecer que los límites medios, inferior y superior, que se denotan, respectivamente, como LMI y LMS, se obtengan para unos costes de transacción mínimos del 0,25%, ya que aproximadamente el 90% de las acciones de la base de datos superan el valor efectivo de 500 ptas. y los costes y recargos aplicados por la Sociedad Rectora de la Bolsa de Madrid, que existen desde mediados del año 1989, se hacen insignificantes para operaciones de gran volumen.

El Cuadro 6, que recoge los resultados de los contrastes sobre el nivel mínimo de los costes de transacción y la rentabilidad exdividendo, así como el límite medio inferior y superior de la rentabilidad exdividendo, permite indicar que el nivel mínimo de los costes de transacción, por término medio, está muy por encima de los coste reales de transacción del período 1980-1992, cuantificados en el 0,25%, y es significativamente distinto de éstos al 99% de confianza, y que la rentabilidad exdividendo, por término medio, está situada a la derecha del límite medio superior de 0,495% y es significativamente distinta de éste al 99% de confianza.

CUADRO 6

CONTRASTES SOBRE EL NIVEL MINIMO DE LOS COSTES DE TRANSACCION Y LA RENTABILIDAD EXDIVIDENDO. LIMITE MEDIO INFERIOR Y SUPERIOR DE LA RENTABILIDAD EXDIVIDENDO

Nivel mínimo de los costes de transacción			Rentabilidad exdividendo				
Media	Desv. típ.	Z-valor(1)	Media	Desv. típ.	Z-valor(2)	LMI	LMS
0,845%	0,808%	24,30**	1,011%	2,096%	8,13**	–0,495%	0,495%

(1) Hipótesis nula = el nivel mínimo medio de los costes de transacción es igual a 0,25%.

(2) Hipótesis nula = la rentabilidad media exdividendo es igual al LMS.

** Significativo al 99% de confianza.

Por tanto, a posteriori, los datos parecen confirmar que, en el mercado bursátil español, los inversores a corto plazo no han actuado en la formación de precios exdividendo, puesto que los costes reales de transacción son inferiores al nivel mínimo medio de dichos costes y el valor medio de la rentabilidad exdividendo está fuera de los límites medios, lo cual resulta inconsistente con el efecto arbitraje. Sin embargo, hay que señalar, tal y como indican Heath y Jarrow (1988), que, a priori, no se conoce con certeza el precio exdividendo, con lo que los denominados procesos de arbitraje sobre la fecha exdividendo no están exentos de riesgo y pueden no producirse, cuando, en realidad, los datos, a posteriori, puedan indicar que hayan existido posibilidades de arbitraje.

CUADRO 7

CONTRASTES SOBRE LA RENTABILIDAD EXDIVIDENDO LIQUIDO

Media	Desv. típ.	Z-valor(1)	Z-valor(2)
0,441%	2,048%	7,11**	–0,86

(1) Hipótesis nula = la rentabilidad media exdividendo líquido es igual cero.

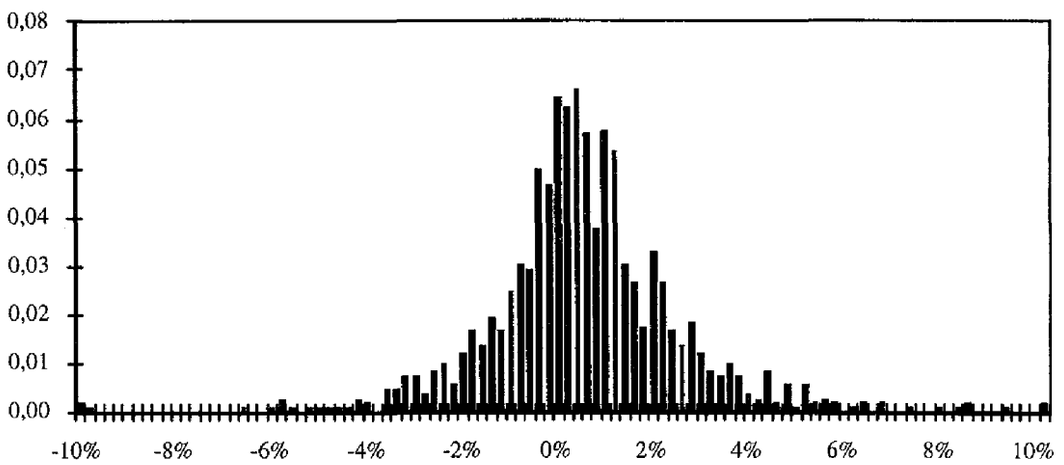
(2) Hipótesis nula = la rentabilidad media exdividendo líquido es igual al LMS.

** Significativo al 99% de confianza.

Puesto que la caída media de precios exdividendo es inferior al importe del dividendo, el estudio se realiza para los dividendos líquidos, después de practicar las retenciones pertinentes a cuenta de los impuestos sobre la renta y sobre sociedades. El Cuadro 7 muestra los resultados del contrastes sobre la rentabilidad exdividendo líquido y revela que todavía la caída de precios exdividendo, por término medio, es inferior al importe del dividendo líquido, rechazándose la hipótesis, al 99% de confianza, de que la caída media de precios exdividendo es igual al importe del dividendo líquido. El valor medio de la rentabilidad exdivi-

dendo líquido es positivo y estadísticamente significativo, sin embargo, se sitúa dentro de los límites medios que imposibilitan las oportunidades de arbitraje con beneficios y no es significativamente distinto del límite medio superior. Por otro lado, el Gráfico 2, que refleja el histograma de frecuencias de la rentabilidad exdividendo líquido, de nuevo muestra como la mayor parte del peso de frecuencias se encuentra a la derecha del cero, en concreto en torno al 0,45%, lo cual confirma los resultados de los contrastes.

GRAFICO 2
RENTABILIDAD EXDIVIDENDO LIQUIDO



Histograma de Frecuencias

Por tanto, se puede señalar que, en el mercado bursátil español, la caída de precios exdividendo es, por término medio, significativamente inferior al importe del dividendo líquido, manifestándose una clara preferencia por las ganancias de capital en relación con los dividendos líquidos, sin embargo, dicha caída de precios exdividendo, teniendo en cuenta los dividendos líquidos, se sitúa dentro de los límites medios que imposibilitan las oportunidades de arbitraje con beneficios, lo cual resulta consistente tanto con el efecto impositivo como con el efecto arbitraje, es decir, se valora menos una unidad monetaria de dividendos líquidos que una unidad monetaria de ganancias de capital, siendo, además, esta valoración tal que imposibilita las oportunidades de arbitraje con beneficios.

Como el estudio se ha establecido para el conjunto de los 1.090 exdividendos y durante el período 1980-1992, parece conveniente particularizar el análisis para cada año, dada la singularidad de 1987, año de

fuerte volatilidad en los precios, y de 1982, 1990 y 1992, años de fuertes pérdidas de ganancias de capital. El Cuadro 8 sintetiza, para cada año, los resultados de los contrastes sobre la rentabilidad exdividendo y la rentabilidad exdividendo líquido. Los datos indican que el valor medio de la rentabilidad exdividendo siempre es positivo y significativo, al 99% de confianza, durante todos los años, exceptuando el año 1987, en el que no es significativo, y se sitúa a la derecha del límite medio superior, siendo significativamente distinto de éste, al 95% ó 99% de confianza, durante todos los años, con la excepción de los años 1984, 1987, 1989 y 1991. Trabajando con dividendos líquidos, se obtiene que el valor medio de la rentabilidad exdividendo líquido es siempre positivo y significativo, al 95% ó 99% de confianza, durante todos los años, exceptuando los años 1982, 1984, 1987 y 1991, en los que es no significativo, y se sitúa mayoritariamente dentro de los límites medios que imposibilitan las oportunidades de arbitraje con beneficios, siendo no significativamente distinto del límite medio superior durante todos los años. Merece la pena destacar la fuerte volatilidad del año 1987 que hace que se acepten las diferentes hipótesis nulas en dicho año.

Por último, el estudio se formula para cada sector bursátil. La asignación de los exdividendos a cada sector se realiza, dada la importancia de la modificación sufrida por el índice general de la Bolsa de Madrid en el año 1992, de acuerdo con la composición del índice general de la Bolsa de Madrid para 1991, que es relativamente estable durante el resto de los años de estudio. Los resultados de la asignación determinan 294, 151, 90, 218, 67, 45, 102, 73 y 65 exdividendos, que se corresponden con los sectores de bancos, eléctricas, alimentación, construcción, cartera/inversión, comunicaciones, siderometalúrgicas, químicas y textiles, y varios, respectivamente. El Cuadro 9 muestra, para cada sector bursátil, los resultados de los contrastes sobre la rentabilidad exdividendo y la rentabilidad exdividendo líquido, y señala que el valor medio de la rentabilidad exdividendo siempre es positivo y significativo, al 95% ó 99% de confianza, para todos los sectores y se sitúa a la derecha del límite medio superior, siendo significativamente distinto de éste, al 95% ó 99% de confianza, para todos los sectores, con la excepción de los sectores de alimentación, construcciones, comunicaciones y varios. Utilizando dividendos líquidos, se obtiene que el valor medio de la rentabilidad exdividendo líquido es siempre positivo y significativo, al 95% ó 99% de confianza, para todos los sectores, exceptuando los sectores de construcción, comunicaciones, químicas y textiles, y varios, en los que es no

significativo, y se sitúa mayoritariamente dentro de los límites medios que imposibilitan las oportunidades de arbitraje con beneficios, siendo no significativamente distinto del límite medio superior para todos los sectores, con la excepción del sector de cartera/inversión, en el que es significativamente mayor que el limite medio superior. Cabe destacar la escasa caída de precios exdividendo del sector de cartera/inversión que hace que se rechacen las diferentes hipótesis nulas para dicho sector.

CUADRO 8

CONTRASTES SOBRE LA RENTABILIDAD EXDIVIDENDO Y LA RENTABILIDAD. EXDIVIDENDO LIQUIDO PARA CADA AÑO

		Rentabilidad exdividendo				Rentabilidad exdividendo líquido			
Año	LMS	Media	Desv. típ.	t(1)	t(2)	Media	Desv. típ.	t(3)	t(4)
1980	0,489%	1,374%	1,709%	6,581**	4,241**	0,479%	1,765%	2,222*	-0,043
1981	0,490%	1,219%	1,714%	5,908**	3,532**	0,462%	1,692%	2,269*	-0,138
1982	0,489%	1,242%	1,876%	5,294**	3,208**	0,349%	1,989%	1,403	-0,564
1983	0,491%	1,632%	2,378%	6,176**	4,320**	0,766%	2,277%	3,028**	1,090
1984	0,493%	0,881%	1,650%	4,467**	1,969	0,200%	1,561%	1,073	-1,568
1985	0,494%	1,181%	1,999%	4,872**	2,832**	0,567%	1,890%	2,471*	0,315
1986	0,498%	0,933%	1,768%	4,658**	2,172*	0,592%	1,737%	3,011**	0,481
1987	0,498%	0,586%	3,078%	1,702	0,256	0,270%	3,064%	0,789	-0,663
1988	0,498%	0,997%	2,167%	4,556**	2,280*	0,662%	2,108%	3,109**	0,769
1989	0,498%	0,722%	1,759%	4,045**	1,258	0,360%	1,724%	2,054*	-0,790
1990	0,497%	0,905%	2,036%	4,491**	2,024*	0,421%	2,007%	2,121*	-0,382
1991	0,496%	0,680%	1,931%	3,572**	0,963	0,154%	1,907%	0,817	-1,824
1992	0,497%	1,093%	2,314%	4,723**	2,577*	0,480%	2,227%	2,157*	-0,073

(1) Hipótesis nula = la rentabilidad media exdividendo es igual a cero.

(2) Hipótesis nula = la rentabilidad media exdividendo es igual al LMS.

(3) Hipótesis nula = la rentabilidad media exdividendo líquido es igual a cero.

(4) Hipótesis nula = la rentabilidad media exdividendo líquido es igual al LMS.

* Significativo al 95% de confianza.

** Significativo al 99% de confianza.

CUADRO 9

CONTRASTES SOBRE LA RENTABILIDAD EXDIVIDENDO Y LA RENTABILIDAD. EXDIVIDENDO LIQUIDO PARA CADA SECTOR BURSATIL

		Rentabilidad exdividendo				Rentabilidad exdividendo líquido			
Año	LMS	Media	Desv. típ.	t(1)	t(2)	Media	Desv. típ.	t(3)	t(4)
Bancos	0,496%	0,845%	1,534%	9,426**	3,887**	0,395%	1,495%	4,526**	–1,155
Eléctricas	0,490%	1,547%	2,082%	9,104**	6,220**	0,566%	2,085%	3,323**	0,444
Alimenta.	0,496%	0,796%	1,874%	4,006**	1,507	0,396%	1,798%	2,080*	–0,525
Construc.	0,495%	0,680%	2,320%	4,317**	1,173	0,200%	2,295%	1,286	–1,891
Cartera	0,497%	1,735%	2,355%	5,987**	4,271**	1,192%	2,302%	4,206**	2,450*
Comunic.	0,492%	0,999%	1,851%	3,580**	1,818	0,134%	1,850%	0,481	–1,282
Siderome.	0,496%	1,212%	2,689%	4,530**	2,675**	0,696%	2,660%	2,631**	0,756
Químicas	0,495%	0,950%	1,669%	4,830**	2,315*	0,349%	1,581%	1,874	–0,783
Varios	0,494%	0,927%	2,719%	2,386*	1,113	0,355%	2,608%	0,952	–0,374

(1) Hipótesis nula = la rentabilidad media exdividendo es igual a cero.

(2) Hipótesis nula = la rentabilidad media exdividendo es igual al LMS.

(3) Hipótesis nula = la rentabilidad media exdividendo líquido es igual a cero.

(4) Hipótesis nula = la rentabilidad media exdividendo líquido es igual al LMS.

* Significativo al 95% de confianza.

** Significativo al 99% de confianza.

6. CONCLUSIONES

El estudio de la formación de precios de las acciones sobre los días exdividendo, para diferentes mercados y períodos, ha constituido el punto de partida de numerosos trabajos de investigación, los cuales no se han limitado solamente a constatar si la caída de precios exdividendo se corresponde con el importe del dividendo, sino que han intentado explicar por qué se produce dicha caída de precios exdividendo, abogando bien por la hipótesis de clientela impositiva, entre los que destacan Elton y Gruber (1970), Barclay (1987), Hietala (1990) y Skinner (1993), bien por la hipótesis de posicionamiento a corto plazo, entre los que destacan Lakonishok y Vermaelen (1986), Berry y Gallinger (1989), Michaely (1991) y Han (1994). En línea con los planteamientos de dichos trabajos, el estudio, para el caso español, se ha centrado en el examen de la formación de precios exdividendo de las acciones más representativas de la Bolsa de Madrid durante el período 1980-1992, a través de la rentabilidad exdividendo.

Los resultados empíricos, obtenidos a partir de los 1.090 exdividendos, revelan que: primero, la rentabilidad media exdividendo es positiva y significativa; segundo, la evolución del cociente entre la rentabilidad

media exdividendo y la rentabilidad media por dividendos a lo largo de los deciles parece consistente con un efecto clientela débil y no se corresponde con la nueva escuela de valoración de dividendos; tercero, el nivel mínimo medio de los costes de transacción, necesario para que no hubieran podido existir oportunidades de arbitraje con beneficios, se sitúa muy por encima de los coste reales del período y es significativamente distinto de éstos; cuarto, la rentabilidad media exdividendo se sitúa a la derecha del límite medio superior que imposibilita las oportunidades de arbitraje con beneficios y es significativamente distinta de éste, y, quinto, la rentabilidad media exdividendo líquido es positiva y significativa, y se sitúa dentro de los límites medios que imposibilitan las oportunidades de arbitraje, siendo no significativamente distinta del límite medio superior. Por último, y de los resultados obtenidos por años y por sectores bursátiles, cabe destacar la singularidad del año 1987 y del sector de cartera/inversión, por su gran volatilidad y por su escasa caída de precios exdividendo, respectivamente.

Por tanto, y como conclusión final, se puede establecer que, para el mercado bursátil español en su conjunto, la valoración de los dividendos en relación con las ganancias de capital resulta consistente con el efecto impositivo y un efecto clientela débil, y no se corresponde con la nueva escuela de valoración de dividendos y el efecto arbitraje, sin embargo, cuando ésta se establece sobre los dividendos líquidos resulta consistente con el efecto impositivo y el efecto arbitraje. Destacando, por otro lado, del análisis particularizado por años y por sectores bursátiles, el año 1987, por su elevada volatilidad, y el sector de cartera/inversión, por la escasa caída de sus precios exdividendo.

APENDICE 1

El Cuadro A.1, que incluye las acciones que forman parte de la base de datos, el horizonte temporal y el número de exdividendos de las mismas, muestra que el número de acciones que soportan todo el período de estudio es de 51, Sarrio entra a formar parte de la base de datos en el año 1983, Endesa lo hace en 1986, Viscofan y Amper en 1987, Acerinox, Aumar y Acesa en 1988, Campofrío, Prima Inmobiliaria y Repsol en 1989 y, por último, Pryca en 1992, y que la suma total de los exdividendos de dichas acciones asciende a 1.262. Conviene señalar también que, dicho cuadro, en lugar de establecer los dividendos pagados, recoge el número de exdividendos, ya que cuando una acción paga en un mismo día

dos dividendos, uno complementario y otro a cuenta, se computa como un exdividendo, puesto que la formación de precios de las acciones que pagan dos dividendos en un mismo día es única, independientemente de que parte del mismo sea complementario o sea a cuenta.

CUADRO A.1

COMPOSICION DE LA BASE DE DATOS

Acción	Período	Exdividendos	Acción	Período	Exdividendos
B. Andalucía	80-92	34	El Encinar	80-92	37
B. Bil.Viz.	80-92	34	I. Metrovacesa	80-92	26
B. Central H.	80-92	30	P. Inmob.	89-92	3
Banesto	80-92	32	I. Urbis	80-92	7
B. Exterior	80-92	28	Vallehermoso	80-92	13
Bankinter	80-92	30	G. Inversiones	80-92	26
B. Pastor	80-92	25	C. Banesto	80-92	31
B. Popular	80-92	35	C.F.-Alba	80-92	26
B. Santander	80-92	26	Telefónica	80-92	26
B. Zaragozano	80-92	26	Aumar	88-92	10
Gas Natural	80-92	27	Acesa	88-92	9
Endesa	86-92	15	Citroën	80-92	1
Fecsa	80-92	14	F. Renault	80-92	20
H. Cantábrico	80-92	26	N. Motor I.	80-92	2
Iberdrola I	80-92	26	Acerinox	88-92	10
Sevillana	80-92	25	D. Felguera	80-92	26
U.E. Fenosa	80-92	26	Amper	87-92	8
El Aguila	80-92	0	A. Tudor	80-92	24
Campofrío	89-92	6	Zardoya Otis	80-92	51
G.Azucarera	80-92	26	Cepsa	80-92	26
Ebro Agrícola	80-92	47	Repsol	89-92	6
Tabacalera	80-92	26	BP Oil España	80-92	24
Viscofan	87-92	12	E.I. Aragonesas	80-92	8
Asland	80-92	26	Ercros	80-92	0
P. Valderrivas	80-92	26	Papelera	80-92	1
Valenciana	80-92	26	Sarrio	83-92	13
Cristalería	80-92	22	Sniace	80-92	0
Uralita	80-92	12	C. Mapfre	80-92	20
Cubiertas	80-92	18	U.y Fenix	80-92	25
Dragados	80-92	26	Finanzauto	80-92	25
F. Const.C.	80-92	25	Pryca	92-92	1

Los datos necesarios para llevar a cabo el estudio, es decir, los precios diarios de cierre de las acciones, los valores diarios del índice general, las fechas de pago e importes de los dividendos y las fechas de las ampliaciones fueron tomados de los boletines de información que sobre bolsa publican el Banco Central Hispano y las Cajas de Ahorro Confederadas, denominados Pulso Bursátil e Información de Valores, respectiva-

mente. Desde el 1 de enero del año 1987 hasta el 31 de diciembre de 1989 los datos que se utilizan proceden de Pulso Bursátil, a partir del 1 de enero de 1990 hasta el 31 de diciembre de 1992 los mismos proceden de Información de Valores, ya que el boletín Pulso Bursátil pasa a ser publicado mensualmente, obviándose, por tanto, la información diaria.

Los datos relativos a los precios de las acciones que excedían en ± 5% del precio del día anterior fueron comprobadas exhaustivamente, utilizándose para ello el Boletín de Información Financiera del Banco Español de Crédito. Similar filtro fue utilizado para el índice general, pero con un rango de variación más estrecho, en concreto, ± 2% del índice del día anterior. También, los datos relativos a las fechas de pago de los dividendos, los importes de los mismos y las fechas de las ampliaciones fueron cotejados, utilizándose, además de los anteriores boletines mencionados, una publicación denominada Bolsa de Madrid, que editaba, inicialmente, el Servicio de Estudios de la Bolsa de Madrid y, posteriormente, la Sociedad Rectora de la Bolsa de Madrid, y otra denominada Sociedades de Cotización en Bolsa, que edita el Banco Central Hispano.

APENDICE 2

El Real Decreto 949/1989, de 28 de julio, sobre comisiones aplicables a las operaciones sobre valores admitidos a negociación en Bolsas de Valores, ha prorrogado la vigencia de las comisiones de los Agentes de Cambio y Bolsa hasta el 31 de diciembre de 1991, siendo libres a partir de esta fecha, y señala que las Sociedades y Agencias de Valores y Bolsa aplicarán a la negociación de valores admitidos a negociación en una Bolsa de Valores el régimen de tarifas derivado del Decreto de 15 de diciembre de 1950, si bien las comisiones mínimas previstas se exigirán en una cuantía mínima de 500 pesetas de cada parte contratante.

Dicho Decreto de 15 de diciembre de 1950 sobre los aranceles de los Agentes de Cambio y Bolsa determina, básicamente, que en las operaciones de compra-venta al contado sobre títulos-valores industriales y mercantiles españoles se aplicará 1,50 pesetas de corretaje por título, si el valor efectivo es superior a 250 pesetas pero igual o inferior a 500 pesetas, y un corretaje de 2,50 por 1.000 sobre el valor efectivo, cuando éste excede de 500 pesetas.

Por otro lado, y de acuerdo con el Real Decreto 948/1989, hay que tener en cuenta que las Sociedades y Agencias de Valores podrán reper-

cutir costes y recargos derivados de la prestación de servicios por las Sociedades Rectoras de las Bolsas, por el Servicio de Compensación y Liquidación de Valores o por la Sociedad de Bolsa, si bien las citadas repercusiones deberán ajustarse a tarifas previamente comunicadas a la Comisión Nacional del Mercado de Valores y hechas públicas. La Sociedad Rectora de la Bolsa de Madrid aplicó desde el 31 de julio a el 31 de diciembre 1989 un canon fijo por operación de 500 pesetas, con exclusión de las inferiores a 50.000 pesetas, 300 por contratación y 200 por liquidación, siendo variable y diferente para los ejercicios 1990[16], 1991 y 1992[17].

REFERENCIAS

Auerbach, A. J. (1979): «Inflation and the Choice of Asset Life», *Journal of Political Economy*, Vol. 87, N.º 3, June 1979, Pp. 621-638.

(1983): «Taxaction, Corporate Financial Policy and the Cost of Capital», *Journal of Economic Literature*, Vol. 21, N.º 3, September 1983, Pp. 905-940.

Basarrate, B. y Rubio, G. (1989): «La Valoración de los Dividendos en Relación a las Ganancias de Capital: Un Estudio del Comportamiento del Precio de las Acciones en el Día del Pago del Dividendo», *Economía Pública*, Vol. 3, N.º 2, 1989, Pp. 31-51.

Barklay, M. J. (1987): «Dividends, Taxes, and Common Stock Prices. The Ex-Dividend Day Behavior of Common Stock Prices Before the Income Tax», *Journal Financial Economics*, Vol. 19, Vol. 1, September 1987, Pp. 31-44.

Berges, A. (1984): «Teoría de la Empresa y Valoración de los Dividendos en el Mercado Español de Capitales», *Información Comercial Española*, N.º. 611, Julio 1984, Pp. 79-86.

[16] Cánones y precios aplicables por la Sociedad Rectora de la Bolsa de Valores de Madrid para el ejercicio 1990.

	Contratación:	Liquidación:
— Hasta 10.000 pesetas	0	0
— De 10.000 a 50.000 pesetas	150	100
— De 50.000 a 1.000.000 pesetas	300	200
— De 1.000.000 a 5.000.000 pesetas	600	400
— De 5.000.000 a 50.000.000 pesetas	900	600
— Más de 50.000.000 pesetas	1.200	800

[17] Cánones y precios aplicables por la Sociedad Rectora de la Bolsa de Valores de Madrid para el ejercicio 1991 y 1992.

	Contratación:	Liquidación:	Gestión:
— Hasta 5.000 pesetas	0	0	0
— De 5.001 a 50.000 pesetas	65	25	160
— De 50.001 a 250.000 pesetas	90	50	360
— De 250.001 a 500.000 pesetas	115	75	560
— De 500.001 a 1.000.000 pesetas	140	100	760
— De 1.000.001 a 2.500.000 pesetas	165	125	960
— De 2.500.001 a 5.000.000 pesetas	190	150	1.160
— De 5.000.001 a 7.500.000 pesetas	215	175	1.360
— De 7.500.001 a 25.000.000 pesetas	240	200	1.560
— De 25.000.001 a 50.000.000 pesetas	265	225	1.760
— Más 50.000.000.000 pesetas	315	250	1.935

Berry, M. A. y Gallinger, G. W. (1989): «A Re-Examintion of Residuals Around the Ex-Dividend Date», *Akron Business and Economic Review,* Vol. 20, N.º 3, Fall 1989, Pp. 80-88.

Booth, L. D. y Johnston, J. (1984): «The Ex-Dividend Day Behavior of Canadian Stock Prices: Tax Changes and Clientele Effects», *Journal of Finance,* Vol. 39, N.º 2, June 1984, Pp. 457-476.

Brennam, M. J. (1970): « Taxes, Market Valuation and Corporate Financial Policy», *National Tax Journal,* Vol. 23, N.º 4, December 1970, Pp. 417-427.

Campbell, J. A. y Beranek, W. (1955): «Stock Price Behavior on Ex-Dividend Dates», *Journal of Finance,* Vol. 10, N.º 4, December 1955, Pp. 425-429.

Davidson, I. R. (1991): «Ex-Effects: Taxes, Transactions Costs and the Short-Term Trading Hypothesis», *Journal of Business Finance and Accounting,* Vol. 18, N.º 3, April 1991, Pp. 345-357.

Durand, D. y May, A. M. (1960): «The Ex-Dividend Behavior of American Telepfhone and Telegraph Stock», *Journal of Finance,* Vol. 15, N.º 1, March 1960, Pp. 19-31.

Eades, K. M., Hess, P. J. y Kim, E. H. (1984): «On Interpreting Security Returns During the Ex-Dividend Period», *Journal of Financial Economics,* Vol. 13, N.º 1, March 1984, Pp. 3-34.

Elton, E. J. y Gruber, M. J. (1970): «Marginal Stockholder Tax Rates and the Clientele Effect», *Review of Economics and Statistics,* Vol. 52, N.º 1, February 1970, Pp. 68-74.

Espitia, M. y Ruiz, F. J. (1995): «Los Precios Exdividendo y las Alteraciones Impositivas en el Mercado de Capitales Español», *Hacienda Pública Española,* Vol. 134, N.º 3, 1995, Pp. 59-71.

Fedenia, M. y Grammatikos, T. (1993): «Risk Premia and the Ex- Dividend Stock Price Behavior», *Journal Banking and Finance,* Vol. 17, N.º 4, June 1993, Pp. 575-589.

Gordon, R. H. y Bradford, D. F. (1980): «Taxaction and the Stock Market Valuation of Capital Gains and Dividends», *Journal of Public Economics,* Vol. 14, N.º 2, October 1980, Pp. 109-136.

Han, K. C. (1994): «The Effect of the 1986 Tax Reform Act on Ex-Dividend Day Return Behavior», *Journal Financial Research,* Vol. 17, N.º 2, Summer 1994, Pp. 175-186.

Heath, D. C. y Jarrow, R. A. (1988): «Ex-Dividend Stock Price Behavior and Arbitrage Opportunities», *Journal of Business,* Vol. 61, N.º 1, January 1988, Pp. 95-108.

Hietala, P. T. (1990): «Equity Markets and Personal Taxation. The Ex-Dividend Day Behavior of Finnish Stock Prices», *Journal of Banking and Finance,* Vol. 14, N.º 2/3, August 1990, Pp. 327-350.

Kalay, A. (1982): «The Ex-Dividend Day Behavior of Stock Prices: A Re-Examination of the Clientele Effect», *Journal of Finance,* Vol. 37, N.º 4, September 1982, Pp. 1059-1070.

Lakonishok, J. y Vermaelen, T. (1983): «Tax Reform and Ex-Dividend Day Behavior», *Journal of Finance,* Vol. 38, N.º 4, September 1983, Pp. 1157-1179.

(1986): «Tax-Induced Trading Around Ex-Dividend Days», *Journal of Financial Economics,* Vol. 16, N.º 3, July 1986, Pp. 287-319.

Lamdin, D. J. y Hiemstra, C. (1993): «Ex-Dividend Day Share Price Behavior: Effects of the Tax Reform Act of 1986», *Review of Economics and Statistics,* Vol. 75, N.º 4, November 1993, Pp. 778-783.

Menyah, K. (1993): «Ex-Dividend Equity Pricing Under UK Tax Regimes», *Journal of Business Finance and Accounting,* Vol. 20, N.º 1, January 1993, Pp. 61-81.

Michaely, R. (1991): «Ex-Dividend Day Stock Price Behavior: The Case of the 1986 Tax Reform Act», *Journal of Finance,* Vol. 46, N.º 3, July 1991, Pp. 845-859.

Miller, M. H. y Modigliani, F. (1961): «Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares», *Journal of Business,* Vol. 34, N.º 4, October 1961, Pp.411-433.

Miller, M. H. y Scholes, M. S. (1982): «Dividends and Taxes: Some Empirical Evidence», *Journal of Political Economy,* Vol. 90, N.º 6, December 1982, Pp. 1108-1141.

Robin, A. J. (1991): «The Impact of the 1986 Tax Reform Act on Ex-Dividend Day Returns», *Financial Management,* Vol. 20, N.º 1, Spring 1991, Pp. 60-70.

Skinner, D. L. (1993):» Twenty-Five Years of Tax Law Changes and Investor Response», *Journal of Financial Research,* Vol. 16, N.º 1, Spring 1993, Pp. 61-70.

ABSTRACT

By testing if the ex-dividend price fall equals the dividend amount, this paper examines the relative market valuation of dividends and capital gains. The study deals with the ex-dividend price behavior considering the most representative stocks in the Madrid Stock Exchange along the period 1980-1992. On analyzing the ex-dividend return, the results seem to point out that, in the Spanish Equity Market, ex-dividend prices, on average, fall less than the dividend amount. This fact implies a significantly clear preference towards capital gains. For comparison, two types of more particularized results, identifying years and activity sectors, are also provided. Although the general conclusions are hardly modified, it should be noted both the striking response along 1987 due to the high market volatility and the smaller ex-dividend price fall correponding to the portfolio/investment activity sector.

MONEDA Y CREDITO N.º 203 (1996)

Determinantes de la afiliación sindical en España*

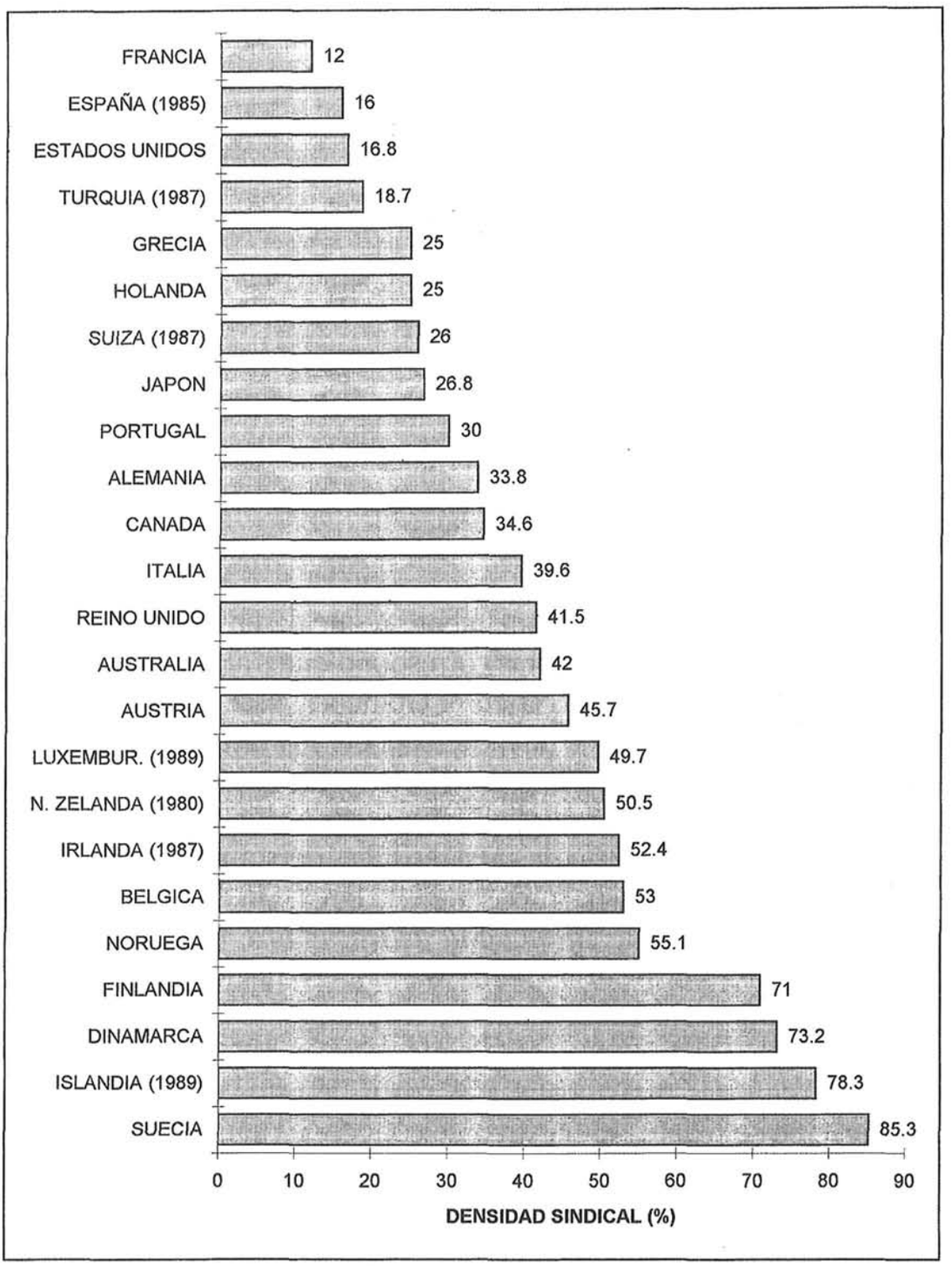
CÉSAR RODRÍGUEZ GUTIÉRREZ
Universidad de Oviedo

1. INTRODUCCION

La densidad sindical es sumamente reducida en España, especialmente si se compara con las cifras correspondientes al resto de países de la OCDE, tal y como se aprecia en el Gráfico 1. Esta observación hace especialmente interesante la tarea de conocer los factores que determinan la afiliación sindical en España. Hasta fechas muy recientes, la inexistencia de fuentes estadísticas que informasen simultáneamente de la afiliación sindical y del resto de características personales y ocupacionales de los trabajadores hacía imposible esta tarea. Sin embargo, la elaboración en el año 1991 de la *Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase* (ECBC-91), realizada por el Instituto Nacional de Estadística, la Comunidad de Madrid y el Instituto de la Mujer, ha permitido disponer por vez primera de la información necesaria para realizar un trabajo de estas características. A partir de estos datos, la presente investigación se plantea el objetivo de conocer y cuantificar los factores que determinan la probabilidad de que un trabajador asalariado esté afiliado a un sindicato en España. El conocimiento de estos factores puede ayudar a comprender las razones de la baja afiliación y, a la vez, a predecir la posible evolución de la densidad sindical, dadas las tendencias futuras en la composición de la fuerza laboral.

* Deseo agradecer a Juan Francisco Jimeno el interés mostrado por esta investigación y las sugerencias planteadas que han contribuido a mejorarla. También quiero agradecer los comentarios realizados por los evaluadores anónimos, que han enriquecido la versión final de este artículo. Los errores que puedan subsistir son de mi exclusiva responsabilidad.

GRAFICO 1
DENSIDAD SINDICAL EN LA OCDE
(1988)



Fuente: OCDE (1991).

Aunque no existe ningún precedente de este tipo de estudios en España, la literatura es bastante amplia en otros países. Entre los trabajos más conocidos se pueden citar los de Farber (1983), Hirsch y Berger

(1984), y Schur y Kruse (1992) para los Estados Unidos; así como los de Bain y Elias (1985), Booth (1986), y Green (1990) para Gran Bretaña; y el artículo de Deery y De Cieri (1991) para el caso australiano. La presente investigación trata de ser, como las anteriores, fundamentalmente empírica y, sin duda, buena parte de su interés radica en su carácter novedoso en el ámbito español.

El artículo se estructura del siguiente modo. En la segunda sección se muestra cómo puede formalizarse la decisión individual de afiliarse a un sindicato. Esta decisión depende de las preferencias del trabajador con respecto a la afiliación y de los ingresos y costes asociados a la misma. Todos estos factores son aproximados por un conjunto de variables que describen las características personales y ocupacionales del sujeto.

Una vez identificados estos factores, en la tercera sección se construyen las variables a emplear y se estiman sus efectos sobre la probabilidad de que un trabajador esté afiliado, tanto para la muestra global como para las submuestras de hombres y mujeres. En las estimaciones se emplean modelos *logit* sugeridos por el análisis realizado en la sección anterior. Los datos utilizados proceden de la mencionada ECBC-91.

Por último, en la cuarta sección se resumen las principales conclusiones obtenidas en la investigación. Asimismo, en un Apéndice se recogen otras estimaciones complementarias cuyos resultados permiten mejorar la interpretación de algunas de las variables incorporadas en las ecuaciones que figuran en la sección tercera.

2. FACTORES DETERMINANTES DE LA DECISION INDIVIDUAL DE AFILIACION

La decisión de afiliarse a un sindicato se contempla en la literatura económica como una más de las que tiene que adoptar un individuo racional, quien debe comparar los ingresos y los costes asociados a esa decisión y actuar en consecuencia como maximizador de la utilidad.

De acuerdo con el tradicional esquema maximizador, un trabajador se afiliará a un sindicato cuando como consecuencia de ello experimente una ganancia de utilidad. Booth (1986) ha aplicado a este problema un tratamiento formal que, en sus líneas generales, se muestra a continuación:

Sea

$$U_i^A .$$

la utilidad que obtendría el trabajador i-ésimo si se afiliara a un sindicato, y sea

$$U_i^N$$

la utilidad derivada de la no afiliación. El trabajador decidirá afiliarse siempre que

$$U_i^A - U_i^N > 0 \qquad (1)$$

Esta ganancia de utilidad depende:

a) De un conjunto X de variables que miden tanto los *ingresos* y los *costes* derivados de esa decisión como los *gustos* y *actitudes* de los individuos hacia la afiliación.

b) De una serie de atributos no observables y desconocidos, que se representan por las variables aleatorias ε_i^A y ε_i^N, y que permiten añadir un componente estocástico a la ecuación (1).

Pertenecer a un sindicato conlleva unos costes, por ejemplo la cuota de afiliación o las posibles *represalias* del empresario, y proporciona a cambio diversos ingresos que básicamente adoptan la forma de servicios laborales. Dependiendo del tipo de sindicato y de los sistemas de relaciones laborales, estos servicios abarcan desde la mera asesoría jurídica al trabajador, hasta planes de jubilación, ayudas económicas en los períodos de huelga, gestión del tiempo libre, formación de cooperativas para la compra de vivienda y, en algunos casos, incluso mayores salarios en comparación con los trabajadores no afiliados. Esta última característica es propia de aquellos países donde existe un sistema de tipo *closed shop*. Sin embargo, el caso español, como el de la mayoría de los países europeos, se adapta al denominado sistema *open shop*. En este marco institucional, las mejoras salariales conseguidas por los sindicatos en la negociación colectiva se aplican a todos los trabajadores con independencia de que estén afiliados.

Es difícil que las encuestas laborales informen directamente sobre muchos de estos ingresos y costes, a excepción del salario, por lo que normalmente tales factores deben aproximarse a través de otros rasgos que puedan ser medidos. Suponiendo que los beneficios de la afiliación dependen básicamente de la *fuerza o capacidad* de los sindicatos, será

necesario valorar ese aspecto si se quieren aproximar tales ingresos y costes. A su vez, la *capacidad* de los sindicatos se relaciona con la tradición y con ciertas características ocupacionales, industriales y del territorio; entre ellas el sector de actividad, el tamaño de las empresas, el tipo de ocupación y de contrato, el carácter público o privado de la empresa, la localización rural o urbana y la región de residencia.

Por lo que se refiere a los gustos y actitudes hacia la afiliación, éstos pueden ser reflejados a través de las características personales de los trabajadores (edad, sexo y nivel de estudios), y de una serie de factores sociales e ideológicos (clase social e ideología política).

Incorporando el componente aleatorio a la ecuación (1), la probabilidad de que un individuo se afilie a un sindicato, P_i^A, se puede expresar como:

$$P_i^A = \text{prob}\,((U_i^A + \varepsilon_i^A) - (U_i^N + \varepsilon_i^N) > 0) \qquad (2)$$

o bien,

$$P_i^A = \text{prob}\,(U_i^A - U_i^N > \varepsilon_i^N - \varepsilon_i^A) \qquad (3)$$

Sumando estas probabilidades para todos los individuos y suponiendo que los errores son independientes y siguen una distribución de Weibull, la función de distribución de los errores es logística (McFadden, 1974), por lo que la probabilidad de estar afiliado se puede representar así

$$P_i^A = 1/(1 + e^{-BX}) \qquad (4)$$

donde

$$BX = U_i^A - U_i^N$$

En esta expresión, X es el vector de variables que aproximan la ganancia de utilidad, y B es el vector de coeficientes estimados. En definitiva, Booth (1986) sugiere emplear un modelo *logit* para estimar el impacto de las características industriales y personales sobre la afiliación. De cara al trabajo empírico, el problema consiste en valorar correctamente tales ingresos y costes, así como los gustos y actitudes que condicionan la decisión. Éste será el objetivo central de la próxima sección.

3. ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE ESTAR AFILIADO

3.1. Los datos y la descripción de las variables

Para aproximar la *densidad* sindical y, por extensión, los beneficios netos de estar afiliado, se ha definido un conjunto de variables obtenidas de la ECBC-91. Esta encuesta es una de las más recientes y completas que se han elaborado en España y permite analizar múltiples aspectos de su realidad laboral. Más concretamente, es la primera y única fuente estadística que posibilita investigar el tema de los determinantes de la afiliación sindical. La citada encuesta forma parte de un *Proyecto Internacional sobre Estructura, Conciencia y Biografía de Clase* en el que participan varios países[1]. Las diferentes encuestas realizadas en ellos emplean una metodología similar para poder comparar los resultados obtenidos en su explotación.

La muestra completa contiene información de 6632 individuos, tanto activos como inactivos, residentes en todo el territorio nacional. En la presente investigación se ha utilizado una submuestra de 2164 trabajadores, todos ellos asalariados de los diversos sectores productivos, que constituyen el único colectivo al que se le plantean las preguntas relativas a la afiliación sindical en la ECBC-91[2].

La variable dependiente, AFILIACIÓN, es dicotómica y representa la característica de estar afiliado a un sindicato. Su definición exacta, así como la de las demás variables utilizadas en el estudio aparece en el Cuadro 1.

---

[1] El proyecto ha sido impulsado desde los Estados Unidos por E. O. Wright, y ha contado con la colaboración en el caso español de J. Carabaña. Para más detalles sobre las características del proyecto inicial, puede consultarse Wright (1989).

[2] Para más detalles sobre la ECBC-91 puede consultarse Carabaña *et al.* (1992). Estos autores han elaborado un informe técnico que contiene la información básica sobre la encuesta relativa al cuestionario, la calidad de la muestra, el trabajo de campo realizado, así como las definiciones de las principales variables que se pueden construir a partir de la encuesta. Esa información ha sido de gran utilidad para la elaboración del presente estudio.

CUADRO 1
DEFINICIONES DE LAS VARIABLES

Nombre	Definición
AFILIACIÓN	= 1 si el individuo está afiliado; resto = 0
INGRESOS	ingresos mensuales netos en miles de pts.
INGRESOS^2	cuadrado de los ingresos mensuales netos en miles de pts.
TAMEMPRE1	= 1 si la empresa tiene menos de 10 trabajadores; resto = 0
TAMEMPRE2	= 1 si la empresa tiene entre 11 y 50 trabajadores; resto = 0
TAMEMPRE3	= 1 si la empresa tiene entre 51 y 100 trabajadores; resto = 0
TAMEMPRE4	= 1 si la empresa tiene entre 101 y 500 trabajadores; resto = 0
TAMEMPRE5	= 1 si la empresa tiene más de 500 trabajadores; resto = 0
TAMEMPRE6	= 1 si el individuo no indica el número de trabajadores; resto = 0
AGRICULTURA	= 1 si el individuo trabaja en la agricultura; resto = 0
INDUSTRIA	= 1 si el individuo trabaja en la industria; resto = 0
CONSTRUCCIÓN	= 1 si el individuo trabaja en la construcción; resto = 0
SERVICIOS	= 1 si el individuo trabaja en los servicios; resto = 0
RURAL	= 1 si el individo vive en zona rural (menos de 50.000 habitantes); resto = 0
NORTE	= 1 si el individuo vive en la región Norte (Asturias, Cantabria, Galicia, Navarra, País Vasco y La Rioja); resto = 0
SUR	= 1 si el individuo vive en la región Sur (Andalucía y Murcia); resto = 0
ESTE	= 1 si el individuo vive en la región Este (Aragón, Cataluña y Valencia); resto = 0
CENTRO	= 1 si el individuo vive en la región Centro (Castilla-La Mancha, Castilla-León, Extremadura y Madrid); resto = 0
ISLAS	= 1 si el individuo vive en las Islas (Baleares y Canarias); resto = 0
PÚBLICO	= 1 si el individuo trabaja en una empresa pública o en la Administración; resto = 0
EVENTUAL	= 1 si el individuo tiene contrato eventual; resto = 0
MANUAL	= 1 si el individuo es un trabajador manual; resto = 0
MUJER	= 1 si el individuo es mujer; hombre = 0
EDAD	Edad del individuo
EDAD^2	Cuadrado de la edad
ESTUDIOS	Número de años de estudios
ESTUDIOS^2	Cuadrado del número de años de estudios
IZQUIERDAS	= 1 si el individuo es de izquierdas; resto= 0
CLASESOC1	= 1 si el individuo es de clase trabajadora; resto= 0
CLASESOC2	= 1 si el individuo es de clase media o media-alta; resto= 0
CLASESOC3	= 1 si el individuo no indica la clase social

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECBC-91.

La afiliación sindical se explica, en primer lugar, por un conjunto de variables que reflejan las características de la *ocupación,* la *industria,* y el *territorio.* La primera de estas variables es el ingreso laboral del trabajador, INGRESOS. La relación esperada entre ingresos y afiliación sindical depende en buena medida del sistema de relaciones laborales existente en un país. Así, por ejemplo, en aquellos países donde el sistema

es de tipo *closed shop,* es de esperar que la relación entre ambas variables sea fuertemente positiva y exista simultaneidad. Sin embargo, cuando el sistema es de tipo *open shop,* es posible que la mayor frecuencia de los comportamientos de free rider contribuya a hacer más débil esa relación (Booth, 1986), atenuándose también los problemas de endogeneidad. Este es el caso español, en el cual la afiliación sindical no condiciona en ninguna empresa el salario del trabajador, puesto que los convenios colectivos se aplican por ley a todos los empleados con independencia de que estén o no afiliados a un sindicato[3]. Es más, la mayoría de los trabajadores afectados por algún tipo de convenio colectivo están sujetos a un convenio de sector provincial (el 56%) o nacional (el 25%)[4]. Estos convenios se negocian en ámbitos superiores a la empresa por los sindicatos más representativos a nivel provincial y nacional, respectivamente. Posteriormente, son aplicados con carácter obligatorio en todas las empresas del sector que carezcan de convenio propio, incluso aunque éstas no tengan representación sindical. En este marco de relaciones laborales es difícil justificar que la afiliación pueda condicionar los ingresos a título individual, por lo que los problemas de simultaneidad en la relación existente entre ambas variables no deberían ser importantes.

En cuanto a las características concretas de la relación entre ingresos y afiliación, Bain y Elias (1985) estiman una relación en forma de U invertida: la probabilidad de estar afiliado crece con los ingresos hasta alcanzar un nivel máximo a partir del cual comienza a disminuir. Ambos autores explican la existencia de una relación de este tipo utilizando los siguientes argumentos. Por un lado, el coste de la cuota sindical que deben pagar los afiliados tiende a decrecer como proporción de las ganancias a medida que éstas aumentan, lo que llevaría a que la afiliación creciera con los ingresos. Pero, a su vez, otro componente del coste de afiliación, las represalias del empresario, tiende a aumentar con las ganancias, ya que la oposición de éste a la sindicalización es mayor cuanto más alto se encuentre el trabajador en la jerarquía de la empresa. Por último, los ingresos que el trabajador obtiene del sindicato son menores en proporción a las ganancias cuanto mayores sean éstas, ya que el comportamiento habitual de los sindicatos en la negociación

[3] Los convenios colectivos en España tienen una eficacia erga *omnes* (frente a todos los trabajadores, estén o no afiliados) reconocida expresamente en la norma básica que regula las relaciones laborales: el Estatuto de los Trabajadores (art. 82.3). Véase, Escudero (1990), capítulo 5.

[4] Estos datos corresponden al año 1991 y se han obtenido del Ministerio de Trabajo y Seguridad Social (1992).

colectiva consiste en reducir la dispersión de los salarios, beneficiando más a las categorías inferiores. Las dos últimas razones harían que la afiliación disminuyera a medida que los ingresos crecieran. Sumando todos esos efectos, es probable que la relación entre ingresos y afiliación sea creciente al principio y decreciente a partir de unos ingresos relativamente elevados. Para contrastar la existencia de este tipo de relación, en las estimaciones se incluye la variable INGRESOS y su cuadrado, INGRESOS^2.

Otras variables representativas de las características industriales son el *tamaño de las empresas* y el *sector de actividad.* Estas variables se incorporan al modelo por cuanto aproximan los costes de organización de los sindicatos, así como el impacto de la tradición (Booth, 1986). Parece obvio que cuanto mayores sean las empresas, más medios materiales y humanos podrán reunir los sindicatos para cumplir correctamente su función de prestadores de servicios y, además, menores serán sus costes de organización[5]. Por otro lado, ciertos sectores acumulan una importante tradición sindical que contribuye sin duda a favorecer la afiliación. Por todas estas razones, se espera que la afiliación crezca con el tamaño de las empresas y sea mayor en ciertos sectores donde las plantas estén menos dispersas, la tradición sindical sea más fuerte, y la movilidad de los trabajadores y la estacionalidad de sus actividades sea menor.

En cuanto al modo de incorporar estas variables en las estimaciones, el tamaño de las empresas se describe a través de seis variables ficticias, TAMEMPRE1-TAMEMPRE6, que representan las siguientes categorías: *menos de 10 trabajadores; de 11 a 50; de 51 a 100; de 101 a 500; más de 500;* y *no clasificables,* respectivamente. Al ser seis categorías definidas por medio de variables ficticias, en las estimaciones se incluirán tan sólo cinco de estas variables para evitar la multicolinealidad perfecta. Este mismo criterio se aplicará en el resto de los casos cuando aparezca un problema similar.

Por su parte, se elaboran otras cuatro variables ficticias, AGRICULTURA, INDUSTRIA, CONSTRUCCIÓN y SERVICIOS, para distinguir los grandes sectores de actividad.

Las características de la zona de residencia del trabajador se incorporan por medio de una variable de *localización,* RURAL, y de un conjunto de variables ficticias *regionales,* NORTE, SUR, ESTE, CENTRO e

[5] Varios autores, como por ejemplo Hirsch (1982) y Booth (1986), han estimado una relación positiva entre el tamaño de las empresas y la afiliación.

ISLAS. Estas últimas tratan de perfeccionar la medición de los elementos de tradición y costumbre que contribuyen a explicar la afiliación sindical. En cuanto a la variable RURAL, con ella se quiere medir la influencia del tamaño de la zona de residencia del trabajador. De nuevo existen controversias importantes en cuanto al signo del coeficiente de esta variable. Algunos estudios empíricos muestran que la implantación de los sindicatos es mayor en las zonas urbanas que en las rurales (Lee, 1978). En las primeras, la concentración industrial es mayor y, por ello, la presencia de los sindicatos también lo será. No obstante, Deery y De Cieri (1991) no encuentran una relación estadísticamente significativa entre esas dos variables; y Green (1990) observa que la afiliación es mayor en las zonas urbanas para los trabajadores no manuales, pero la relación no es significativa para los trabajadores manuales.

El carácter *público o privado* de las empresas, medido a través de la variable ficticia PÚBLICO, es otro determinante importante de la afiliación. Por ejemplo, Deery y De Cieri (1991) y Green (1990), estiman una menor probabilidad de afiliación para los trabajadores de las empresas privadas frente a los de las públicas. Deery y De Cieri consideran que la actitud de los empresarios privados hacia los sindicatos y la negociación colectiva es más hostil que la del sector público, lo que se traduce en este segundo caso en la concesión de mayores facilidades para la acción sindical. Ello permite a los sindicatos reducir sus costes de organización y mejorar la provisión de servicios[6].

El *tipo de contrato,* fijo o temporal, también ha sido incorporado en las estimaciones por medio de la variable ficticia EVENTUAL. Desde el año 1985 la legislación laboral ha potenciado la contratación temporal, hasta tal punto que actualmente más del 30% de los trabajadores tienen un contrato de este tipo. Poseer un contrato temporal contribuye a reducir la probabilidad de estar afiliado, puesto que los sindicatos centran preferentemente sus esfuerzos en los trabajadores con contrato fijo, que son quienes tienen una mayor probabilidad de permanecer en la empresa a largo plazo. Además, en muchos casos existe un cierto temor a afiliarse entre los trabajadores eventuales, a quienes el empresario puede no renovar sus contratos si considera que la afiliación puede

[6] En el caso español, la empresa pública ha sido un buen caldo de cultivo para el desarrollo de la acción sindical por razones políticas, de tamaño y de tipo de gestión. Un ejemplo de las mejoras conseguidas por los sindicatos para realizar su actividad en las empresas públicas lo constituye el acuerdo firmado el 16 de enero de 1986 entre el Gobierno y el sindicato UGT por medio del cual se reconoce el derecho de los sindicatos a participar en los órganos de gestión de las empresas públicas con una plantilla superior a los 1.000 empleados (Estivill y De la Hoz, 1990, pág. 358).

aumentar la probabilidad de que aparezcan conflictos en la empresa[7].

La última de las características consideradas en este bloque es el *tipo de ocupación* que desempeña el trabajador, manual *(blue collar)* o no manual *(white collar)*. Este rasgo se introduce en las ecuaciones por medio de la variable ficticia MANUAL. El tipo de ocupación determina los beneficios que un individuo puede obtener del sindicato y, por consiguiente, su probabilidad de afiliarse a él. Los sindicatos extienden sus organizaciones y concentran sus esfuerzos allí donde es más fácil captar afiliados. Los trabajadores manuales son quienes realizan las tareas más arriesgadas y desagradables y, por tanto, los que pueden mejorar en mayor medida sus condiciones laborales por la actuación de los sindicatos. Debido a ello, es lógico que la afiliación resulte más probable en ese colectivo.

El segundo bloque de variables incorporadas en las estimaciones trata de aproximar las *preferencias* y *actitudes* de los individuos hacia los sindicatos, a través de sus *características personales, sociales* e *ideológicas*.

La primera de estas características es el sexo, que se recoge a través de la variable ficticia MUJER. Numerosas investigaciones muestran que la probabilidad de estar afiliado es mayor en el caso de los hombres que en el de las mujeres[8]. Schur y Kruse (1992) recogen diversas explicaciones de este comportamiento diferencial de la mujer, que resumen en dos grandes tipos de argumentos. En primer lugar, aquellos basados en el menor interés de la mujer por la afiliación, debido a su mayor preocupación por las responsabilidades familiares, a su supuesto comportamiento más pasivo y menos conflictivo, y al carácter *masculino* de la cultura sindical. En segundo lugar, aquellos que acentúan la existencia de ciertas barreras a la afiliación que afectan más a la mujer que al hombre, debido al tipo de tareas que mayoritariamente realizan las mujeres, a su retraso en la entrada al mercado de trabajo —que coincide en España con los momentos de mayor debilidad de los sindicatos—, y fundamentalmente a la propia resistencia de estas instituciones a promover sus actividades entre las mujeres dada la mayor discontinuidad de su rela-

[7] Algunos estudios, basándose en argumentos similares, incorporan una variable que muestra si el individuo tiene un contrato a tiempo parcial o a tiempo completo (Green, 1990; Bain y Elias, 1985). Se ha tratado de incluir esta variable en las estimaciones sin que los resultados obtenidos fuesen buenos, probablemente porque el contrato a tiempo parcial era aún muy infrecuente en el momento en que se realizó la ECBC (año 1991).

[8] Véanse, por ejemplo, Antos *et al.* (1980), Bain y Elias (1985), Booth (1986), Deery y De Cieri (1991), Green (1990), y Schur y Kruse (1992).

ción laboral.

Otra característica personal que habitualmente se incorpora en estos trabajos es la *edad*. Esta variable es importante en la decisión de afiliarse porque aproxima la *experiencia laboral* del individuo[9]. Es probable que los individuos más jóvenes y, por consiguiente, con menor experiencia, posean una mayor movilidad laboral, lo que les permite mejorar sus condiciones de trabajo actuando individualmente al margen del resto del grupo (por ejemplo, cambiando de empleo). Sin embargo, los individuos de mayor edad, dotados de más experiencia y cualificación específica, pueden encontrar más conveniente buscar la protección de los sindicatos en lugar de cambiar de ocupación (Deery y De Cieri, 1991). Ambos argumentos justifican que la afiliación crezca con la edad. Pero, por otra parte, dado que muchos de los beneficios derivados de la afiliación se obtienen después de un período de *presión* que puede durar varios años, es posible que a partir de una cierta edad se desestimule la afiliación, al ser mayores los costes que los beneficios de la misma (Bain y Elias, 1985). Esto justificaría que la relación observada entre la edad (o experiencia) y la afiliación no fuese siempre creciente, sino que tuviera la forma de una U invertida. Es decir, la afiliación crecería con la edad hasta un cierto nivel y a partir de ahí disminuiría[10]. Para contrastar la existencia de este tipo de relación, en las estimaciones se incorporan tanto la variable EDAD como su cuadrado, $EDAD^2$. Si el coeficiente de la edad es positivo y el de la edad al cuadrado es negativo, la relación entre edad y afiliación tendrá la forma de U invertida habitual.

De las características personales resta finalmente el *nivel de estudios*. El efecto que ejerce esta variable sobre la afiliación también es dudoso. En opinión de Hirsch y Addison (1986, pág. 60) poseer un nivel de estudios muy elevado «hace a los individuos más móviles y menos dependientes» de los sindicatos en lo que se refiere a su promoción laboral. En otras palabras, los beneficios de estar afiliado son menores para niveles de formación muy elevados. Pero, por otra parte, la carencia de un grado mínimo de formación también puede hacer que los trabajadores no sean capaces de apreciar las ventajas de la acción colectiva (Booth, 1986). Si esto fuera cierto, se esperaría que la probabilidad de

[9] De hecho, al introducir de manera independiente la experiencia laboral en las estimaciones se comprobó que la edad perdía significatividad. Al final se optó por mantener la edad en lugar de la experiencia (edad actual menos edad de comienzo de la actividad laboral) porque esta última variable es poco relevante en el caso de la mujer, dados sus largos períodos de inactividad entre esos dos momentos (Booth, 1986).

[10] Este tipo de relación ha sido encontrada, por ejemplo, por Bain y Elias (1985), Booth (1986), Green (1990), Farber (1983), y Hirsh y Berger (1984).

estar afiliado fuese mayor entre los trabajadores con estudios medios, que entre los que poseen niveles muy altos o muy bajos de formación. No obstante, como señalan Bain y Elias (1985), los trabajos empíricos ofrecen resultados de todo tipo[11].

En esta investigación, el nivel de estudios se incorpora introduciendo una variable continua, ESTUDIOS, que muestra el número de años de educación completados por el individuo, así como su cuadrado, ESTUDIOS^2. A través de ambas se trata de recoger la existencia de una relación en forma de U invertida entre educación y afiliación.

Por último, entre los *factores ideológicos y sociales* se considera, en primer lugar, la *ideología política* del trabajador, que se incorpora por medio de la variable ficticia IZQUIERDAS. Se espera que la probabilidad de estar afiliado sea mayor si el individuo se define de izquierdas que si muestra cualquier otra tendencia política. En el primer caso, es posible que el sistema de valores del individuo le haga sentir la afiliación sindical como una especie de *deber* que justifique esa conducta (Deery y De Cieri, 1991)[12].

En segundo lugar, la *clase social* es otro rasgo que parece condicionar la afiliación sindical. Un individuo que se autoclasifique dentro de la clase trabajadora puede tener una mejor disposición hacia el movimiento sindical que otro que se autoclasifique en la clase media o media-alta. Por ello, Deery y De Cieri (1991) también incorporan esta variable en su investigación. De acuerdo con la información proporcionada por la encuesta, se distinguen tres clases sociales: *trabajadora; media o media-alta;* y *no clasificables,* incorporadas en las estimaciones por medio de las variables ficticias CLASESOC1, CLASESOC2 y CLASESOC3. Se espera que la afiliación disminuya a medida que se asciende en la escala social.

---

[11] Los hay que encuentran una relación positiva entre educación y afiliación (Lee, 1978), una relación negativa (Schmidt, 1978), una relación no lineal (Blinder, 1972), y finalmente una relación no significativa (Antos *et al.*, 1980; Hirsh y Berger, 1984; Deery y De Cieri 1991; y Booth, 1986).

[12] La variable ideología de izquierdas se ha construido a partir de la pregunta G6 de la ECBC-91 en la que se pide al individuo que se sitúe en una escala ideológica que va del uno al diez. En dicha escala se asigna el uno a la izquierda y el diez a la derecha. Se ha considerado que los valores uno, dos y tres representan las opciones puramente de izquierdas; el cuatro y el cinco, el centro izquierda; el seis y el siete, el centro derecha; y los valores ocho, nueve y diez, la derecha. A partir de ahí, la variable ficticia ideología política se ha construido tomando el valor uno cuando el individuo señala como opciones los valores uno, dos y tres de la escala, y el cero en el resto de los casos. Para la elaboración de esta variable se ha empleado la misma metodología que Deery y De Cieri (1991), quienes también contaban con una encuesta en la que la ideología política se representaba en una escala numérica similar.

3.2. Estimación de la probabilidad de estar afiliado

De acuerdo con lo expuesto hasta aquí, se podría hablar de la existencia de una función de afiliación, expresada así:

AFILIACIÓN = f(INGRESOS, TAMAÑO DE LAS EMPRESAS, SECTOR DE ACTIVIDAD, LOCALIZACION RURAL O URBANA, REGION, CARÁCTER PÚBLICO O PRIVADO DE LAS EMPRESAS, TIPO DE CONTRATO, TIPO DE OCUPACIÓN, SEXO, EDAD, NIVEL DE ESTUDIOS, IDEOLOGÍA POLÍTICA, CLASE SOCIAL)

Esta función será estimada utilizando modelos *logit*[13]. Estos modelos permiten calcular la probabilidad de que un individuo esté afiliado a un sindicato en función de cuáles sean sus características personales y laborales. Dado que el sexo parece determinar diferentes pautas de conducta en relación con la afiliación sindical, se han efectuado estimaciones separadas para la muestra global y para las submuestras de hombres y mujeres. Habría sido conveniente realizar también estimaciones para los colectivos de trabajadores manuales y no manuales dentro de cada sexo, pero la reducida magnitud de las submuestras no permite obtener buenos resultados para esas estimaciones.

En el Cuadro 2 aparecen los estadísticos descriptivos (media y desviación estándar) de todas las variables, así como el tamaño de la muestra global y de las diferentes submuestras.

En el Cuadro 3 se recogen los resultados de las estimaciones realizadas. En todas ellas se ha optado por considerar como individuo de referencia al modal correspondiente a la muestra completa, lo que hace más sencillas las comparaciones entre los distintos colectivos. Se entiende por modal aquel sujeto cuyas características son las que más veces se repiten (es el individuo más frecuente). Los rasgos concretos que definen a este individuo típico se enumeran en las notas que figuran en los Cuadros 3 y 6. La constante de la estimación correspondiente a la muestra global permite calcular una probabilidad de afiliación del 18.8% para el individuo de referencia, muy próxima a la media de la variable AFILIACIÓN correspondiente a dicha muestra que figura en el Cuadro 2 (17%).

---

[13] Dos excelentes trabajos que describen las características y la utilidad de estos modelos son los de Amemiya (1981) y Aldrich y Nelson (1984).

CUADRO 2

ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES

Variables	Muestra global n = 2164		Hombres n = 1329		Mujeres n = 835	
	Media	Des. Est.	Media	Des. Est.	Media.	Des. Est.
AFILIACIÓN	0,17	0,37	0,19	0,39	0,13	0,34
INGRESOS	115,47	68,77	125,43	75,92	99,61	51,76
INGRESOS^2	18.060,84	39.192,34	21.493,52	46.532,15	12.597,32	22.075,44
TAMEMPRE1	0,16	0,37	0,15	0,35	0,18	0,38
TAMEMPRE2	0,18	0,38	0,18	0,39	0,17	0,38
TAMEMPRE3	0,06	0,23	0,06	0,23	0,06	0,24
TAMEMPRE4	0,09	0,28	0,10	0,29	0,08	0,26
TAMEMPRE5	0,27	0,44	0,29	0,45	0,24	0,42
TAMEMPRE6	0,25	0,43	0,23	0,42	0,28	0,45
AGRICULTURA	0,03	0,16	0,03	0,18	0,01	0,10
INDUSTRIA	0,24	0,43	0,29	0,45	0,16	0,37
CONSTRUCCIÓN	0,06	0,24	0,09	0,29	0,02	0,13
SERVICIOS	0,67	0,47	0,58	0,49	0,81	0,39
RURAL	0,39	0,49	0,42	0,49	0,35	0,48
NORTE	0,18	0,38	0,18	0,39	0,17	0,37
SUR	0,15	0,36	0,16	0,37	0,14	0,34
ESTE	0,25	0,43	0,24	0,43	0,26	0,44
CENTRO	0,38	0,49	0,38	0,49	0,39	0,49
ISLAS	0,04	0,19	0,03	0,18	0,05	0,21
PÚBLICO	0,40	0,49	0,35	0,48	0,48	0,50
EVENTUAL	0,28	0,45	0,24	0,43	0,34	0,48
MANUAL	0,26	0,44	0,36	0,48	0,09	0,29
MUJER	0,39	0,49	—	—	—	—
EDAD	35,81	10,83	36,97	10,98	33,96	10,32
EDAD^2	1.399,47	853,77	1.487,49	871,34	1.259,39	805,96
ESTUDIOS	11,84	4,34	11,34	4,58	12,63	3,80
ESTUDIOS^2	158,99	98,50	149,56	102,58	174,00	89,69
IZQUIERDAS	0,23	0,42	0,23	0,42	0,23	0,42
CLASESOC1	0,38	0,48	0,41	0,49	0,31	0,46
CLASESOC2	0,54	0,50	0,49	0,50	0,61	0,49
CLASESOC3	0,09	0,28	0,09	0,29	0,08	0,27

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECBC-91.

CUADRO 3

ESTIMACIONES LOGIT DE LOS DETERMINANTES DE LA AFILIACION SINDICAL

(Estadístico t entre paréntesis)

Var. Independiente	Muestra global		Hombres		Mujeres	
Constante	–6,3829	(–6,21)*	–6,8279	(–5,36)*	–5,5955	(–3,07)*
INGRESOS	0,0101	(2,16)*	0,0134	(2,25)*	0,0118	(1,06)
INGRESOS^2	–0,000034	(–2,40)*	–0,00004	(–2,38)*	–0,000053	(–1,18)
TAMEMPRE1	–0,7907	(–3,24)*	–0,6651	(–2,26)*	–1,1380	(–2,51)*
TAMEMPRE2	–0,46624	(–2,40)*	–0,4445	(–1,83)**	–0,4277	(–1,31)
TAMEMPRE3	–0,5041	(–1,67)**	–0,5520	(–1,45)	–0,4258	(–0,85)
TAMEMPRE4	–0,0560	(–0,25)	–0,0488	(–0,19)	–0,1960	(–0,48)
TAMEMPRE6	–0,5677	(–3,43)*	–0,5074	(–2,49)*	–0,7179	(–2,47)*
AGRICULTURA	–0,9225	(–1,65)**	–0,5933	(–1,03)	–6,3822	(–0,33)
INDUSTRIA	–0,1849	(–0,97)	–0,0727	(–0,34)	–0,5602	(–1,20)
CONSTRUCCIÓN	–0,8998	(–2,29)*	–0,6460	(–1,59)	–5,7344	(–0,36)
RURAL	0,1399	(–1,07)	0,1418	(0,88)	0,0692	(0,29)
NORTE	0,2189	(1,25)	0,2786	(1,30)	0,0782	(0,25)
SUR	0,3176	(1,73)**	0,3236	(1,42)	0,4244	(1,33)
ESTE	0,1294	(0,79)	0,2167	(1,08)	–0,0373	(–0,12)
ISLAS	0,2845	(0,85)	0,1847	(0,40)	0,4054	(0,81)
PÚBLICO	0,5385	(3,32)*	0,6451	(3,29)*	0,3520	(1,18)
EVENTUAL	–0,3142	(–1,66)**	–0,6291	(–2,40)*	0,0773	(0,27)
MANUAL	0,4031	(2,13)*	0,4798	(2,29)*	0,2300	(0,41)
MUJER	–0,3439	(2,42)*	—	—	—	—
EDAD	0,1678	(3,71)*	0,1537	(2,73)*	0,1793	(2,30)*
EDAD^2	–0,0018	(–3,35)*	–0,0017	(–2,49)*	–0,0019	(–2,01)*
ESTUDIOS	0,0940	(1,41)	0,1316	(1,70)**	—0,0801	(–0,58)
ESTUDIOS^2	–0,0043	(–1,50)	–0,0055	(–1,65)**	0,0024	(0,41)
IZQUIERDAS	0,4887	(3,59)*	0,4507	(2,64)*	0,6699	(2,85)*
CLASESOC1	0,3186	(2,34)*	0,5175	(3,09)*	–0,05596	(–0,34)
CLASESOC3	0,4938	(2,38)*	0,6557	(2,58)*	0,2784	(0,73)
Razón verosim.	198,15		140,24		64,34	
χ^2_n (99%)	45,64		44,32		44,32	
Observaciones	2.164		1.329		835	

Notas:

* y ** indican una significatividad estadística al 5 y al 10 por ciento, respectivamente.

Individuo de referencia: Asalariado que ingresa 100.000 pts. netas al mes, que trabaja en una empresa de más de 500 empleados, en el sector servicios, que reside en zona urbana y en la región Centro, trabaja en la empresa privada, con contrato fijo, en un empleo no manual, hombre (para la muestra global), de 38 años, con 8 años de estudios, que no es de izquierdas, y de clase social media o media-alta.

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECBC-91

Es importante señalar que la elección de la categoría de referencia es absolutamente irrelevante de cara a la significatividad del modelo y al

cálculo de la probabilidad de afiliación para cualquier colectivo que se quiera analizar. Sin embargo, dado que los coeficientes de las distintas variables muestran cómo cambia la probabilidad de estar afiliado en relación con la categoría de referencia, cuando una determinada característica se representa por medio de dos o más variables ficticias (por ejemplo, la región), es posible que la significatividad de los coeficientes aislados de cada una de esas variables (medida a través del estadístico *t*) se altere dependiendo de cuál se tome como referencia. Por eso, cuando las características se describen por medio de grupos de variables ficticias, los test *t* de significatividad individual de los coeficientes no aportan mucha información, siendo preferible el uso del test de la *razón de verosimilitud* para contrastar la significatividad conjunta de ese grupo de variables[14]. En el Cuadro 4 aparecen los valores de dicho test para las variables representativas del tamaño de las empresas, el sector de actividad, la región y la clase social.

CUADRO 4

ESTADISTICO DE LA RAZON DE VEROSIMILITUD PARA EL CONTRASTE DE LA SIGNIFICATIVIDAD DE CONJUNTOS DE VARIABLES FICTICIAS

Conjuntos de variables	Muestra global	Hombres	Mujeres
Tamaño de las empresas	20,66*	11,09*	10,34**
Sector de actividad	8,03*	3,53	5,52
Región	3,68	2,93	2,45
Clase social	8,57*	12,41*	0,67

Notas:
* y ** indican una significatividad estadística al 5 y al 10 por ciento, respectivamente.
Fuente: Elaboración propia a partir de la ECBC-91.

El valor de la razón de verosimilitud de las estimaciones permite afirmar que todas ellas son globalmente significativas al nivel de confianza del 1%. No obstante, analizando la significatividad de las variables aisladas y de grupos de variables, los resultados de la estimación correspondiente a las mujeres son peores que los de las muestras global y mas-

[14] La razón de verosimilitud (c), se define así

$$c = -2\log(L_2/L_1)$$

donde L_2 es el valor de la función de verosimilitud correspondiente al modelo restringido (aquél en el que se supone que los coeficientes del conjunto de variables ficticias cuya significatividad se desea contrastar son cero), y L_1 es el valor de la función de verosimilitud correspondiente al modelo no restringido. El estadístico c sigue una distribución χ^2_n con tantos grados de libertad como restricciones impuestas (número de variables ficticias cuyos coeficientes se suponen cero). Si *c* es mayor que el valor en tablas se rechaza la hipótesis nula de que los coeficientes son cero (Aldrich y Nelson, 1984, pág. 59).

culina. Quizá la razón se deba al comportamiento menos predecible que, en general, tienen las mujeres en el mercado de trabajo.

Comenzando por los *ingresos laborales,* se observa que tanto la variable INGRESOS como INGRESOS^2 tienen los signos esperados en todas las estimaciones, aunque no resultan significativas en el caso de la mujer. Así pues, la relación entre los ingresos y la afiliación tiene la forma de U invertida. La afiliación crece con los ingresos hasta que éstos alcanzan un cierto nivel, para después disminuir. En el Cuadro 5 se muestra el valor de los ingresos para el cual la probabilidad de esta afiliado se hace máxima[15]. El valor más alto corresponde a la ecuación de los hombres. Parece que en su caso el *sentimiento* favorable a la afiliación es más fuerte que en el de la mujer, pues se necesita un nivel de ingresos más elevado para que la afiliación comience a desestimularse.

CUADRO 5

VALORES PARA LOS CUALES LA PROBABILIDAD DE ESTAR AFILIADO ES MAXIMA

(Variables continuas cuya relación con la afiliación es parabólica)

Conjuntos de variables	Muestra global	Hombres	Mujeres
Ingresos	148,53	167,50	111,32
Edad	46,61	45,20	47,18
Estudios	10,93	11,96	—

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECBC-91.

En cuanto al *tamaño de las empresas,* el conjunto de variables que lo representan es globalmente significativo en las tres ecuaciones, a tenor de los resultados del test de la razón de verosimilitud que aparecen en el Cuadro 4. Para cada variable ficticia, se ha calculado la variación porcentual en la probabilidad de estar afiliado con respecto al valor correspondiente al individuo de referencia (Cuadro 6). Como se esperaba, *ceteris paribus,* a medida que disminuye el tamaño de las empresas la probabilidad de estar afiliado se reduce en unas magnitudes considerables. Por ejemplo, con datos de la ecuación correspondiente a la muestra global, la

[15] El punto máximo de la relación entre AFILIACIÓN e INGRESOS es aquel que satisface:

$$\partial P(\text{AFILIACIÓN}) / \partial \text{INGRESOS} = (b+2c \bullet \text{INGRESOS})(1-P)P = 0$$

donde b es el coeficiente de INGRESOS, c el de INGRESOS^2 y P es la probabilidad de estar afiliado asignada al sujeto de referencia. Despejando INGRESOS, se obtiene el valor de esta variable para el cual la probabilidad de afiliación es máxima:

$$\text{INGRESOS} = -b/2c$$

probabilidad de estar afiliado cae en términos relativos un 49.4% cuando el individuo trabaja en una empresa de menos de 10 trabajadores, frente al caso de referencia (más de 500). En otros términos, la probabilidad de estar afiliado pasa del 18.8% en el caso de referencia al 9,5%.

CUADRO 6

VARIACION PORCENTUAL EN LA PROBABILIDAD DE ESTAR AFILIADO CON RESPECTO AL VALOR CORRESPONDIENTE AL INDIVIDUO DE REFERENCIA

(Variables ficticias)

Var. Independiente	Muestra global	Hombres	Mujeres
	Δ Probabilidad (%)	Δ Probabilidad (%)	Δ Probabilidad (%)
TAMEMPRE1	–49,42	–44,77	–62,81
TAMEMPRE2	–32,29	–32,45	–29,83
TAMEMPRE3	–34,73	–38,74	–29,73
TAMEMPRE4	–4,45	–4,11	–14,72
AGRICULTURA	–55,14	–41,01	–99,80
INDUSTRIA	–14,16	–6,08	–37,44
CONSTRUCCIÓN	–54,19	–43,79	–99,61
RURAL	11,88	12,80	5,59
NORTE	18,98	26,37	6,33
SUR	28,37	31,11	37,98
ESTE	10,92	20,08	–2,94
ISLAS	25,18	16,92	36,11
PÚBLICO	51,06	68,93	30,96
EVENTUAL	–23,06	–42,92	6,28
MANUAL	36,85	48,61	19,53
MUJER	–24,97	—	—
IZQUIERDAS	45,70	45,22	63,59
CLASESOC1	28,47	53,08	–4,71

Nota:
Individuo de referencia: Asalariado que ingresa 100.000 pts. netas al mes, que trabaja en una empresa de más de 500 empleados, en el sector servicios, que reside en zona urbana y en la región Centro, trabaja en la empresa privada, con contrato fijo, en un empleo no manual, hombre (para la muestra global), de 38 años, con 8 años de estudios, que no es de izquierdas, y de clase social media o media-alta.

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECBC-91.

Sin embargo, el *sector de actividad* sólo es significativo en la estimación correspondiente a la muestra global. Para cada sexo por separado no se observan diferencias significativas en la afiliación derivadas exclusivamente del sector productivo. No parece que en la actualidad los elementos de tradición condicionen en gran medida la afiliación sindical en España. Quizá por eso mismo las variables *regionales* y la *localización rural* tampoco resultan significativas en las tres ecuaciones.

Por el contrario, pertenecer al *sector público* y poseer un *contrato eventual* son dos determinantes muy importantes de la afiliación, excepto en el caso de las mujeres, que parecen tener un comportamiento diferenciado. Tomando las cifras correspondientes a los hombres, la probabilidad de estar afiliado crece, con respecto a la probabilidad asignada al sujeto de referencia, un 68,93% en términos relativos por el hecho de trabajar en la empresa pública o en la Administración, y se reduce un 42,92% si el trabajador tiene un contrato eventual (Cuadro 6).

Asimismo, poseer un trabajo *manual* también resulta significativo en el caso de los hombres, y eleva la probabilidad de estar afiliado un 48,61% con respecto al caso del trabajador no manual. Para las mujeres, esta variable tampoco es significativa. En cuanto a las características personales, el *sexo* parece ser un rasgo determinante de la afiliación, pues ser mujer reduce la probabilidad de estar afiliado a un sindicato en términos relativos casi un 25%. La relación entre la *edad* y la afiliación tiene el signo esperado y es significativa en todas las estimaciones. El signo positivo de la variable EDAD y el negativo de $EDAD^2$ muestran que la relación entre la edad y la afiliación tiene, como se esperaba, la forma de una U invertida. Además, no existen grandes diferencias entre los dos sexos en cuanto al efecto de la edad sobre la afiliación. Como se muestra en el Cuadro 5, la probabilidad de estar afiliado es creciente hasta los 45,20 años en el caso de los hombres y los 47,18 en el de las mujeres, disminuyendo a continuación.

El efecto del *nivel de estudios* sobre la afiliación tan sólo es significativo en el caso de los hombres, teniendo además la forma esperada. La afiliación crece con el nivel de estudios hasta alcanzar un máximo alrededor de los 12 años (cuando se posee la enseñanza secundaria completa), para después disminuir (Cuadro 5).

Finalmente, los factores *ideológicos* y *ambientales* parecen tener una importancia decisiva en la afiliación. Así, poseer una *ideología de izquierdas* es una de las características que elevan en mayor medida la probabilidad de estar afiliado en todas las estimaciones, siendo además siempre significativa. En concreto, en la muestra masculina la probabilidad de estar afiliado se eleva un 45,22% cuando el individuo dice ser de izquierdas, y en la femenina un 63,59%. En estas cifras se aprecia claramente cómo los factores ideológicos tienen más importancia en el caso de las mujeres, quienes, sin embargo, no responden como los hombres a la influencia de variables tales como el nivel de estudios, el tipo de contrato y de ocupación, y el carácter público o privado del empleo.

Por último, también la *clase social* resulta relevante solamente en la

estimación global y en la correspondiente a los hombres. En este caso, ser de clase trabajadora eleva un 53,08% la probabilidad de estar afiliado a un sindicato.

Observando la importancia de los factores de tipo social e ideológico (este último muy relevante en el caso de las mujeres), parece que la afiliación sindical en un sistema de tipo *open shop* como el español no es un problema fundamentalmente económico. Sin embargo, las variables de mayor contenido «económico» desempeñan un papel muy importante en la explicación de la afiliación. Así, al estimar la ecuaciones anteriores sin las variables IZQUIERDAS, CLASESOC1 y CLASESOC3 el tamaño y la significatividad de los coeficientes del resto de variables apenas se modifican (Cuadro A1 del Apéndice), aunque lógicamente, la capacidad explicativa del modelo disminuye.

Por otro lado, podría pensarse que la tardía incorporación de la mujer al mercado de trabajo, realizada fundamentalmente a partir de principios de los 80, en un período en el que los sindicatos sufrieron una reducción generalizada del número de afiliados, es lo que explica tanto su menor tasa de afiliación como el hecho de que las variables de mayor contenido económico tengan menos relevancia que en el caso de los hombres. De ser esto cierto, lo mismo debería ocurrir en el caso de los jóvenes, que también se han incorporado al mercado de trabajo más recientemente. Sin embargo, al replicar las estimaciones del Cuadro 3 para el colectivo de jóvenes menores de 30 años se observa que los factores de índole económica son los que explican mejor la afiliación, mientras que la ideología y el sexo no resultan significativos (Cuadro A2 del Apéndice). Parece, pues, que en el caso de los jóvenes no hay una conducta sindical diferenciada por sexos ni por tendencias políticas. Estas diferencias surgen en el grupo de población de mayor edad, donde por razones que tienen mucho que ver con nuestra historia reciente (transición política y tradicional segregación laboral de la mujer) las diferencias en la conducta laboral por sexos e ideologías resultan más fácilmente explicables.

4. CONCLUSIONES

El análisis realizado en la sección anterior ha permitido identificar los principales factores que determinan la decisión de afiliarse a un sindicato para un trabajador asalariado. Estos factores no afectan por igual a todos los individuos. Su respuesta ante los mismos depende básicamente del sexo y la edad. En este sentido, se ha podido comprobar que

el comportamiento de las mujeres es en muchos aspectos diferente al de los hombres. En el caso de la mujer, los factores que explican la decisión de estar afiliada son básicamente tres: el tamaño de las empresas, la edad y la ideología política. Sin embargo, en el caso de los hombres también se han mostrado relevantes otros factores, como los ingresos, el tipo de empresa (pública o privada), el tipo de contrato (fijo o eventual), el tipo de ocupación (manual o no manual), el nivel de estudios y la clase social. No obstante, para el colectivo de jóvenes las diferencias entre sexos desaparecen y los factores económicos que condicionan la afiliación adquieren más importancia que los ideológicos.

Por lo que se refiere a la forma de la relación entre todas las variables incorporadas y la afiliación, los resultados obtenidos pra las muestras de hombres y de jóvenes de ambos sexos coinciden en su mayoría con los correspondientes a las investigaciones realizadas en otros países. Así, la relación entre los ingresos y la afiliación tiene la forma de U invertida, igual que sucede con la edad y con el número de años de estudios. Además, la afiliación es mucho más probable cuando el sujeto trabaja en una empresa grande, pública, tiene un contrato fijo y es un trabajador manual, que en el caso contrario. Sin embargo, el sector de actividad y la región no introducen diferencias significativas. Finalmente, ser de izquierdas (excepto en el caso de los jóvenes) y pertenecer a la clase trabajadora son rasgos que favorecen en gran medida la afiliación sindical.

A la vista de todos estos resultados, parece que si los sindicatos quieren fomentar la afiliación sindical, deberán centrar sus esfuerzos en determinados colectivos sobre los que ejercen menos influencia (entre otros, individuos con contrato temporal, trabajadores no manuales, del sector privado y de clase media). Pese a todo, es muy probable que las razones últimas de la baja afiliación en nuestro país se encuentren tanto en las características del modelo de financiación sindical como en la propia esencia del sistema de negociación colectiva. La magnitud de los fondos de carácter estatal que obtienen los sindicatos, necesarios en cualquier caso para el cumplimiento de su función social, hace que los ingresos derivados de las cuotas de afiliados representen sólo una pequeña proporción de sus ingresos totales. Por este motivo, quizá la búsqueda de afiliados no sea para ellos una necesidad muy perentoria. En cuanto a la segunda razón, la extensión de los convenios a todos los trabajadores con independencia de su afiliación o no a los sindicatos firmantes, actúa como un lastre para la afiliación. Este rasgo no es exclusivo de nuestro país y por eso en algunos otros, como es el caso de Alemania, los sindicatos han comenzado a plantear la posibilidad de que los convenios colectivos

negociados por ellos se apliquen con carácter exclusivo a los trabajadores afiliados. Este tipo de medidas parecen, en principio, un tanto drásticas y quizá sólo puedan llevarse a cabo tras una amplia reforma del sistema actual de negociación colectiva, pues podrían suponer la repentina desprotección de un colectivo muy numeroso de trabajadores. En cualquier caso, es posible que este tema se incorpore en un futuro próximo al debate sobre la reforma del marco legal del mercado de trabajo español.

APENDICE

CUADRO A1

ESTIMACIONES LOGIT DE LOS DETERMINANTES DE LA AFILIACION SINDICAL SIN LAS VARIABLES CLASE SOCIAL E IDEOLOGIA POLITICA

(Estadístico t entre paréntesis)

Var. Independiente	Muestra global		Hombres		Mujeres	
Constante	–6,0352	(–5,94)*	–6,3293	(–5,07)*	–5,2570	(–2,92)*
INGRESOS	0,0099	(2,11)*	0,0122	(2,07)*	0,0120	(1,07)
INGRESOS^2	–0,000034	(–2,42)*	–0,00004	(–2,32)*	–0,000051	(–1,15)
TAMEMPRE1	–0,8008	(–3,29)*	–0,6778	(–2,32)*	–1,1086	(–2,46)*
TAMEMPRE2	–0,4624	(–2,42)*	–0,4415	(–1,84)**	–0,4296	(–1,33)
TAMEMPRE3	–0,4565	(–1,53)	–0,4980	(–1,31)	–0,3564	(–0,72)
TAMEMPRE4	–0,0381	(–0,17)	–0,0011	(–0,00)	–0,1790	(–0,44)
TAMEMPRE6	–0,5745	(–3,49)*	–0,5098	(–2,53)*	–0,7007	(–2,44)*
AGRICULTURA	–1,0249	(–1,83)**	–0,7449	(–1,29)	–6,3458	(–0,32)
INDUSTRIA	–0,1501	(–0,80)	–0,0521	(–0,25)	–0,5195	(–1,14)
CONSTRUCCIÓN	–0,9057	(–2,32)*	–0,6620	(–1,64)	–5,7351	(–0,36)
RURAL	0,1568	(1,21)	0,1529	(0,95)	0,1033	(0,45)
NORTE	0,2247	(1,30)	0,2676	(1,27)	0,1532	(0,50)
SUR	0,3207	(1,76)**	0,3243	(1,44)	0,4328	(1,37)
ESTE	0,0925	(0,57)	0,1463	(0,74)	0,0042	(0,01)
ISLAS	0,2362	(0,71)	0,1491	(0,33)	0,3416	(0,69)
PÚBLICO	0,5596	(3,47)*	0,6353	(3,29)*	0,4004	(1,36)
EVENTUAL	–0,2754	(–1,46)	–0,5755	(–2,21)*	0,0804	(0,29)
MANUAL	0,4549	(2,43)*	0,5495	(2,66)*	0,2037	(0,37)
MUJER	–0,3643	(–2,58)*	—	—	—	—
EDAD	0,721	(3,84)*	0,1623	(2,91)*	0,1700	(2,07)*
EDAD^2	–0,0019	(–3,52)*	–0,0018	(–2,70)*	–0,0018	(–1,96)**
ESTUDIOS	0,0806	(1,21)	0,1151	(1,51)	—0,0881	(–0,64)
ESTUDIOS^2	–0,0038	(–1,35)	–0,0051	(–1,54)	0,0028	(0,48)
Razón verosim.	175,48		119,94		55,76	
χ^2_n (99%)	41,63		40,28		40,28	
Observaciones	2.164		1.329		835	

Notas:

* y ** indican una significatividad estadística al 5 y al 10 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECBC-91.

CUADRO A2

ESTIMACION LOGIT DE LOS DETERMINANTES DE LA AFILIACION SINDICAL PARA EL COLECTIVO DE JOVENES

(Estadístico t entre paréntesis)

Var. Independiente		
Constante	–6,0218	(–3,11)*
INGRESOS	0,0409	(2,07)*
INGRESOS^2	–0,0002	(–2,14)*
TAMEMPRE1	–1,7442	(–3,58)*
TAMEMPRE2	–1,1105	(–2,66)*
TAMEMPRE3	–1,1631	(–1,88)**
TAMEMPRE4	–0,4811	(–1,02)
TAMEMPRE6	–1,0298	(–2,84)*
AGRICULTURA	0,3727	(0,42)
INDUSTRIA	0,2586	(0,69)
CONSTRUCCION	–1,2267	(–1,51)
RURAL	0,2498	(0,89)
NORTE	0,0794	(0,20)
SUR	0,3941	(1,05)
ESTE	0,0148	(0,04)
ISLAS	0,3887	(0,55)
PUBLICO	0,6145	(1,79)**
EVENTUAL	–0,5316	(–1,90)**
MANUAL	0,5008	(1,41)
MUJER	0,1955	(0,66)
ESTUDIOS	0,3976	(1,38)
ESTUDIOS^2	–0,0192	(–1,56)
IZQUIERDAS	0,1812	(0,65)
CLASESOC1	0,7721	(2,67)*
CLASESOC3	1,3545	(3,28)*
Razón verosim.	78,25	
χ^2_n (99%)	42,97	
Observaciones	797	

Nota:

* y ** indican una significatividad estadística al 5 y al 10 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECBC-91.

REFERENCIAS

Aldrich, J. H. y F. D. Nelson (1984), *Linear Probability, Logit and Probit Models*, Sage University Papers Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, Sage Pubs, Beverly Hills.

Amemiya, T. (1981), «Qualitative Response Models: A Survey», *Journal of Economic Literature*, 19.

Antos, J. R., M. Chandler y W. Mellow (1980), «Sex Differences in Union Membership», *Industrial and Labor Relations Review*, 33.

Bain, G. S. y P. Elias (1985), «Trade Union Membership in Britain: An Individual-level Analysis», *British Journal of Industrial Relations*, 23.

Blinder, A. S. (1972), *Who Joins Unions?*, Princeton University Press, Working Paper 36.

Booth, A. (1986), «Estimating the Probability of Trade Union Membership: A Study of Men and Women in Britain», *Economica*, 53.

Carabaña, J., J. J. González, A. Serrano, A. Vallejos, S. Veredas, J. Riviere y C. Navarro (1992), *Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase. Informe Técnico*, Comunidad de Madrid, Madrid.

Deery, S. y H. De Cieri (1991), «Determinants of Trade Union Membership in Australia», *British Journal of Industrial Relations*, 29.

Escudero, R. (1990), *La representatividad de los sindicatos en el modelo laboral español*, Tecnos, Madrid.

Estivill, J. y J. M. De la Hoz (1990), «Transición y crisis: La complejidad de las relaciones laborales en España», en G. Baglioni y C. Crouch (eds.), *Las relaciones laborales en Europa. El desafío de la flexibilidad*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 1992, Madrid.

Farber, H. S. (1983), «The Determination of the Union Status of Workers», *Econometrica*, 51.

Green, F. (1990), «Trade Union Availability and Trade Union Membership in Britain», *The Manchester School*, 58.

Hirsch, B. T. (1982), «The Interindustry Structure of Unionism, Earnings, and Earnings Dispersion», *Industrial and Labor Relations Review*, 36.

Hirsch, B. T. y J. T. Addison (1986), *The Economic Analysis of Unions. New Approaches and Evidence*, Unwin-Hyman, Londres.

Hirsch, B. T. y M. C. Berger (1984), «Union Membership Determination and Industry Characteristics», *Southern Economic Journal*, 50.

Lee, L. F. (1978), «Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables», *International Economic Review*, 19.

McFadden, D. (1974), «Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour», en P. Zarembka (ed.), *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, Nueva York.

Ministerio de Trabajo y Seguridad Social (1992), *Anuario de Estadísticas Laborales*, Madrid.

OCDE (1991), *Perspectivas de empleo*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.

Schmidt, P. (1978), «Estimation of a Simultaneous Equations Model with Jointly Dependent Continuous and Qualitative Variables: The Union-Earnings Question Revisted», *International Economic Review*, 19.

Schur, L. A. y D. L. Kruse (1992), «Gender Differences in Attitudes Toward Unions», *Industrial and Labor Relations Review*, 46.

Wright, E. O. (1989), «The Comparative Project on Class Structure and Class Consciousness: An Overview», *Acta Sociológica*, 32.

ABSTRACT

The aim of this study is to gain an understanding of the factors which determine the probability of a worker being a member of a trade union in Spain. It is assumed that said factors determining union membership are related to the associated earnings and costs derived from that individual decision, as well as to the workers' preferences. First of all, therefore, an attempt is made to identify the elements which approxi-

mate these features, and secondly, the effect of each of these on unionisation is estimated using logit models. The statistical source employed is the Encuesta de Estructura; Conciencia y Biografía de Clase (Class Structure, Consciousness and Biography Survey) of 1991. The conclusions draw attention to the fact that, as well as certain personal attributes and job-related features, other elements exist of an ideological and environmental character which greatly condition the individual decision to unionise. The influence exerted by these factors in each individual differs according to sex, their explanatory capacity being greater in the case of men than in that of women.

NORMAS PARA LOS AUTORES

1. Los originales deben remitirse por triplicado a: *Moneda y Crédito,* Fundación Central Hispano, Marqués de Villamagna, 3, 28001 Madrid. Deberán estar redactados en español o en inglés, si bien la publicación será en español, y contener material original no publicado ni presentado para su publicación en otro medio de difusión.

2. *Moneda y Crédito* emplea para la aceptación de originales el sistema de evaluación anónima. El proceso de evaluación normalmente no durará más de cuatro meses, desde la recepción del original hasta la primera respuesta al autor.

3. *Moneda y Crédito* podrá modificar la redacción de los originales aceptados para su publicación, exclusivamente con el fin de mejorar su estilo o su inteligibilidad. El autor deberá corregir las pruebas de imprenta de su artículo y recibirá 25 separatas del mismo una vez publicado.

4. Los trabajos irán mecanografiados a doble espacio y las páginas numeradas correlativamente. Los apéndices y notas a pié de página irán al final del texto principal y antes de las referencias bibliográficas. Tras éstas irán los cuadros y gráficos, en hojas aparte. Finalmente, se incluirá en hoja aparte un resumen del artículo, de no más de 100 palabras, en inglés.

5. En la primera página se hará constar el nombre, dirección y afiliación profesional del autor, el número de clasificación del artículo según el *Journal of Economic Literature* y dos palabras clave (JEL Keywords).

6. Los cuadros y gráficos se numerarán correlativamente, tendrán un título suficientemente explicativo y contendrán información sobre las fuentes de los datos mostrados. Los gráficos deberán tener la suficiente calidad técnica para ser reproducidos directamente. Las palabras extranjeras aparecerán en letra cursiva o subrayadas. Las fórmulas matemáticas más importantes se numerarán correlativamente entre paréntesis a su derecha. Los cuadros, gráficos y fórmulas matemáticas del Apéndice se numerarán correlativamente como A.1, A.2, etc.

7. En el texto, las referencias bibliográficas se citarán de forma abreviada con el apellido del autor y la fecha, distinguiendo a, b, c, etc. si hay varias del mismo autor y año; por ejemplo, Samuelson (1971a). Las referencias bibliográficas completas aparecerán al final del texto según el formato indicado por los siguientes ejemplos: Burda, M. y C. Wyplosz (1993), *Macroeconomics. A European Text,* Oxford University Press, Oxford; Hall, R. (1989), «Consumption», en R. Barro (ed.), *Modern Business Cycle Theory,* Basil Blackwell, Oxford; Hernando, I. y J. Vallés (1992), «Inversión y Restricciones Financieras: Evidencia en las Empresas Manufactureras Españolas», *Moneda y Crédito;* Sanz, C. (1993), «Una Estimación de la Demanda de Trabajo Manual y No Manual». CEMFI, Documento de Trabajo 9317.

8. Las notas a pie de página deberán aparecer numeradas correlativamente. Los agradecimientos constituirán la primera nota a pie de página, no con un número sino con un asterisco (*).

M y C
203

Esta publicación se edita con el patrocinio de:

FUNDACION
CENTRAL HISPANO