

# AHORRO Y TIPOS DE INTERÉS EN LOS PAÍSES DE LA UNIÓN EUROPEA

José L. RAYMOND  
Ignacio MAULEÓN

## I. INTRODUCCIÓN

UN hecho destacable de las décadas de los ochenta y noventa son los elevados tipos reales de interés, sobre todo si la comparación se remonta a la década de los sesenta. La afirmación es válida para Europa, tal como puede comprobarse consultando las respectivas estadísticas que la Comisión para las Comunidades ofrece, y la afirmación es también válida a escala mundial. Al respecto, un reciente trabajo del FMI (1995a) confecciona una serie de la evolución del tipo real de interés mundial desde 1960 hasta la actualidad. Muestra que el tipo de interés a largo plazo se hallaba en el entorno del 2 por 100 desde 1960 hasta la primera crisis del petróleo de finales de 1973. A raíz del *shock* petrolífero, se convirtió en negativo durante unos años, y con posterioridad inició un ascenso firme y sostenido, hasta quedar situado alrededor del 5 ó 6 por 100 en los ochenta y noventa. Cabe señalar que, cualitativamente, la historia que los tipos de interés a corto plazo relatan es similar.

Estas décadas han estado también marcadas por un descenso del ahorro nacional bruto de las distintas economías, por un aumento de los déficit del sector público y por una brusca caída del ahorro público (véase, por ejemplo, FMI, 1995b). Por otro lado, el descenso del ahorro y los tipos de interés más elevados se han producido al mismo tiempo que un descenso en la tasa de inversión. Si se interpreta el tipo de interés como el precio del dinero que iguala oferta y demanda de ahorro, lo que estos datos sugieren es que el descenso del ahorro puede ser el principal responsable de los tipos de interés más elevados, y que a este descenso del ahorro el sector público ha contribuido a través de la reducción del ahorro público. Esta es, pues, la principal línea argumental del trabajo empírico que seguidamente se ofrece, referido a la Europa de los Quince.

El artículo se estructura en las siguientes partes: En el apartado II, se ofrecen algunos hechos estilizados de la evolución de los tipos de interés nomi-

nales, de la inflación y de los tipos de interés reales en la Unión Europea desde 1960 hasta la actualidad. El comportamiento de los tipos reales de interés en la Europa de los Quince está en consonancia con el comportamiento de los tipos reales de interés a escala mundial previamente descrito. El apartado III ofrece la formulación de un simple modelo de oferta y de demanda de ahorro que permite obtener el tipo de interés como el precio de equilibrio, desplazándose el ahorro exterior motivado por el diferencial de tipos de interés. En el apartado IV, se presentan los resultados de la estimación del modelo, operando con un panel formado por los quince países de la Unión Europea en el período 1961-1995. En el apartado V, y último, se presentan las implicaciones del modelo estimado y las conclusiones con las que se cierra la exposición.

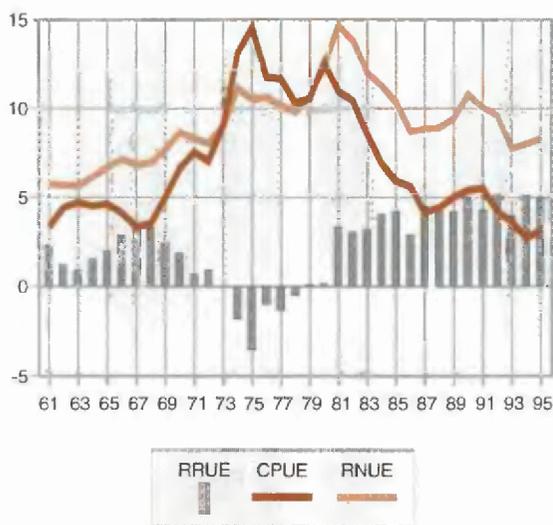
## II. ALGUNOS HECHOS ESTILIZADOS

A través de un examen, básicamente gráfico, de la evolución de los tipos nominales de interés en los quince países de la Unión Europea en el período 1961-1995, cabe obtener una serie de características que seguidamente se comentan, y que podrían agruparse bajo los siguientes epígrafes: 1) Relación entre tipos nominales de interés e inflación. 2) Relación entre tipos de interés nacionales y foráneos. 3) Interdependencia creciente de los tipos nominales de interés inter-países.

### 1. Relación entre tipos nominales de interés e inflación

Es ampliamente conocido el hecho de que una mayor inflación tiende a trasladarse a tipos nominales de interés más elevados. Se trata a continuación de ofrecer un simple análisis gráfico de este fenómeno para los países de la Unión Europea en su conjunto y para España, tomando como tipo de interés el correspondiente a las emisiones de deuda pública a largo plazo. Al respecto, el gráfico 1 representa la evolución del tipo nominal de interés a largo plazo, promedio para los países de la Unión Europea (RNUE) en el período 1961-1995, obtenido como una suma ponderada de los respectivos tipos de interés de cada país, atendiendo al valor del PIB relativo (véase FMI, 1995a, para una justificación de esta forma de proceder a efectos de calcular las ponderaciones), y la tasa promedio de inflación en la Unión Europea (CPUE). Puede observarse el claro paralelismo que entre las dos variables aparece, de suerte que la mayor (o menor)

**GRÁFICO 1  
UNIÓN EUROPEA. EVOLUCIÓN DE LOS TIPOS  
DE INTERÉS E INFLACIÓN**



inflación tiende a trasladarse en tipos nominales de interés más elevados (o reducidos). No obstante, la traslación no parece ser total, al menos en el corto y medio plazo. Es decir, la hipótesis de Fisher no parece cumplirse. De hecho, en las tres décadas y media de historia que los datos reflejan, el tipo real de interés (RRUE), obtenido descontando del nominal la inflación observada, ha tendido a decrecer en los períodos de aceleración inflacionista y a aumentar cuando la inflación se moderaba.

En efecto, cabe distinguir tres subperíodos en la historia de los tipos de interés europeos. El primero de ellos corresponde a los años 1961-1973, con tipos reales de interés positivos e inflación progresivamente más elevada. El segundo, 1974-1980, se caracteriza por una fuerte inflación, activada por la crisis del petróleo de finales de 1973, y unos tipos reales de interés negativos a consecuencia de la traslación parcial de inflación a tipos nominales de interés. Finalmente, a partir de 1980, la inflación comienza a moderarse, y los tipos reales de interés se transforman en claramente positivos.

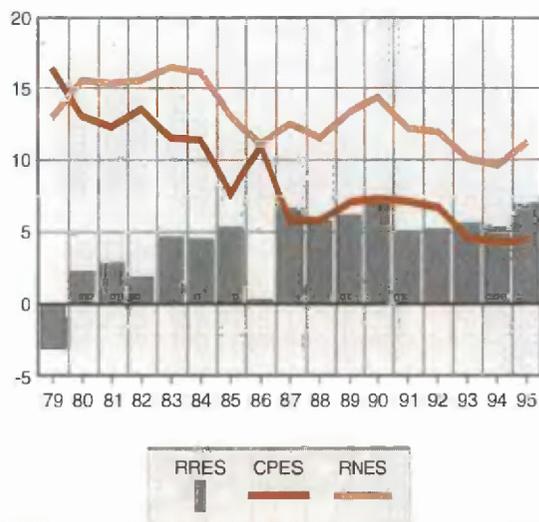
Con respecto a España, la fuente de información utilizada —los soportes magnéticos que proporciona la Comisión para las Comunidades— incluía datos sólo a partir de 1979, por lo que la historia disponible es más corta. En cualquier caso, tal como el gráfico 2 muestra, a partir de 1980 los tipos rea-

les de interés son positivos, igual que ocurre con el promedio europeo, en un contexto de reducción progresiva de la tasa de inflación.

Esta aparente ausencia de cumplimiento estricto de la hipótesis de Fisher, al menos en el corto y medio plazo, que la historia de los tipos de interés europeos relata está en consonancia con gran parte de los resultados que la literatura empírica halla. Una reciente excepción es el trabajo de Crowder y Hoffman (1996), que obtiene un cumplimiento de la hipótesis de Fisher para el caso de Estados Unidos, y según la formulación por ellos empleada (puede consultarse este trabajo para hallar referenciada bibliografía relevante sobre la formulación y contraste de la ecuación de Fisher). Distintas razones pueden aducirse para el no cumplimiento estricto de la hipótesis de Fisher.

En primer lugar, puede ocurrir que los agentes sean relativamente «miopes» en el corto y medio plazo con respecto a la previsión de la inflación. Así, las expectativas de inflación estarán por debajo de la inflación observada (si es positiva, claro está), de modo que aunque los tipos nominales de interés recuperen toda la inflación esperada, no recogerán la observada. También puede ocurrir que las expectativas de los agentes sean heterogéneas: por ejemplo, una parte de los agentes podría utilizar predicciones basadas en extrapolacio-

**GRÁFICO 2  
ESPAÑA. EVOLUCIÓN DE LOS TIPOS  
DE INTERÉS E INFLACIÓN**



nes de la inflación pasada (obtenidas mediante modelos estadísticos o mediante modelos más populares, aunque menos sistemáticos, como el análisis «chartista»); otra parte de los agentes podría utilizar métodos de análisis «fundamental» para predecir la inflación, más basados en el análisis económico a medio y largo plazo. Este tipo de modelo de expectativas heterogéneas se aproxima bastante a la realidad de algunos mercados (especialmente los financieros), y puede dar lugar a todo tipo de comportamientos en las expectativas (sobre-reacción, excesiva volatilidad, ajustes lentos de la inflación esperada a la observada, etc...). Así, este mecanismo podría explicar, también, por qué las expectativas de inflación no coinciden, en promedio, con la inflación observada y, por tanto, por qué los tipos nominales de interés tampoco la reflejan completamente.

Una segunda explicación proviene del mercado monetario. Así, consideremos un modelo simple de determinación de la renta, dado por una relación negativa entre el tipo de interés real y el nivel de actividad (la IS), y una demanda de dinero (o de crédito) relacionada inversamente con la rentabilidad nominal del dinero (la LM). Supongamos ahora que en este marco se produce un aumento de la inflación, por algún motivo que no es necesario especificar: en un primer momento, y si este aumento se transmite al tipo nominal de interés, la demanda de dinero (o de crédito) disminuirá, pero como la oferta de dinero no habrá variado, este exceso de oferta presionará al tipo nominal de interés, de nuevo, a la baja. De este modo, el aumento de inflación sólo se trasladará parcialmente al tipo nominal de interés. Una segunda interacción se producirá por el aumento del nivel de actividad inducido por el descenso del tipo real y, en consecuencia, por el aumento de la demanda de dinero: el resultado final será un aumento del tipo nominal de interés, que no recuperará, no obstante, todo el aumento de la inflación, un descenso del tipo real, y un aumento del nivel de actividad (éste es el llamado, en ocasiones, efecto Mundell-Tobin; el lector interesado puede comprobarlo gráficamente, con facilidad, en un plano IS-LM tradicional, con la única modificación de que el eje de ordenadas debe medir el tipo real de interés). Este efecto, de todas formas, puede ser más relevante a corto plazo, y en economías con rigideces de precios, donde puede esperarse que el mercado monetario tenga más efectos reales que en otras circunstancias.

Una tercera explicación del incumplimiento del efecto Fisher sugiere, al contrario que las anteriores, que la transmisión de la inflación puede ser mayor incluso que la unidad, y se basa en tener en

cuenta los impuestos. Así, y según este argumento, los agentes económicos analizan la rentabilidad de una inversión en términos reales, pero, además, neta de impuestos: es decir, la magnitud de referencia para medir la rentabilidad de una inversión sería el tipo real neto de impuestos. Supongamos ahora que la inflación aumenta un punto porcentual: para que se mantenga la rentabilidad real, el tipo nominal de interés deberá aumentar en un punto porcentual asimismo; pero si el impuesto sobre las rentas del capital es de, digamos, el 25 por 100, es el tipo nominal neto de impuestos el que deberá aumentar un punto porcentual, de modo que, finalmente, el tipo nominal antes de impuestos deberá aumentar, aproximadamente, 1,25 puntos porcentuales. El resultado final es que el tipo nominal de interés será más sensible a la tasa de inflación que lo que presupone el efecto Fisher (éste es el denominado efecto Darby). La evidencia empírica en favor de este efecto es, no obstante, limitada.

La influencia de los mercados financieros internacionales proporciona una cuarta explicación para el incumplimiento del efecto Fisher. Así, cuanto más integrados estén los mercados de capitales de un país con los internacionales, su tipo (o tipos) de interés nominal estará más determinado por la evolución internacional, especialmente si se trata de un país pequeño y con un tipo de cambio relativamente estable. De este modo, un aumento de la tasa nacional de inflación se trasladará en menor medida a corto plazo al tipo nominal de interés, ya que este último estará altamente condicionado por los tipos nominales de interés internacionales. Como en el caso de otras explicaciones ofrecidas anteriormente, debe quedar claro que es previsible que este efecto desaparezca a largo plazo, ya que si los mercados financieros están integrados, la tasa real de interés tenderá a igualarse internacionalmente, además de la tasa nominal (más adelante se clarifica este argumento por medio del modelo que se utiliza en este trabajo).

Una quinta explicación es, más bien, de tipo institucional, y se basa en las posibles rigideces de los mercados financieros: es decir, basta, por ejemplo, con que existan limitaciones legales o reales a las fluctuaciones de los tipos de interés para que, obviamente, y al menos a corto plazo, no puedan seguir la evolución de la tasa de inflación.

Una sexta y última explicación que se presenta en este trabajo, para justificar la falta de cumplimiento de la hipótesis discutida, es más bien de carácter técnico, y se refiere al método estadístico de contraste. Así, es frecuente que para comprobar la validez empírica de esta hipótesis, se compare

la correlación de ambas variables o, más específicamente, la respuesta del tipo nominal de interés a la tasa de inflación, mediante, por ejemplo, un modelo econométrico que también incluya otras variables explicativas. El problema estriba en que las expectativas de inflación no son directamente observables, y suelen sustituirse en el modelo estadístico comentado por la inflación observada, que será igual a la inflación esperada por los agentes más un componente aleatorio, debido a múltiples causas. Sea, ahora, que el tipo de interés nominal responde a las expectativas de inflación esperadas —es decir, que se cumple el efecto Fisher—, y supongamos que la tasa de inflación esperada permanece constante e igual a la tasa de inflación promedio de la economía. La inflación corriente, no obstante, puede variar de una forma aleatoria debido a múltiples razones. Pero el tipo nominal de interés no recogerá estas variaciones, puesto que sólo responde a la inflación promedio de la economía, que no habrá variado. El resultado es que la variación de la tasa de inflación no se transmitirá completamente a la variación del tipo nominal de interés, de modo que, finalmente, la correlación observada entre ambas variables no será completa (técnicamente, el coeficiente de la regresión estará sesgado hacia cero, ya que la variable explicativa se mide con error, y siempre, claro está que no se corrija este problema por otros métodos econométricos apropiados).

En cualquier caso, es razonable esperar que en el muy largo plazo la traslación plena de inflación a tipos nominales de interés se satisfaga, de suerte que la mayor o menor inflación no logre alterar el tipo real de interés, entendido como el precio de equilibrio entre la oferta y la demanda de ahorro. El hecho de que en el corto y medio plazo no se verifique esta relación no significa, empero, que la inflación constituya un mecanismo eficiente de reducción del tipo real de interés. En primer lugar, la inflación genera incertidumbre, con lo que puede afectar negativamente a los planes de inversión de las empresas. En segundo lugar, una mayor inflación suele llevar asociada una mayor variabilidad, lo que dificulta el efectivo funcionamiento del mecanismo de precios como vía para la asignación eficiente de los recursos productivos. Finalmente, en tercer lugar, la inflación no afecta por igual al sector protegido de la competencia exterior (el sector servicios principalmente) frente al expuesto a esta competencia (la industria), que, en un contexto inflacionista diferencial frente al exterior, si el tipo de cambio no se devalúa, se enfrenta a unos costes crecientes y la imposibilidad de su traslación a unos precios fijados por la competencia exterior (véase

Fischer, 1992, para un análisis de los posibles efectos negativos de la inflación sobre el crecimiento, y Raymond, 1992, para un examen comparativo de la traslación de costes a precios en España del sector protegido frente al comercializable). A estas razones hay que añadir el hecho de que Europa se ha configurado como una zona de estabilidad que ha optado por el control inflacionista como uno de sus objetivos prioritarios, de forma que ningún país individual que desee formar parte de la Unión Europea puede renunciar a este objetivo. Desde esta óptica, el ajuste de la inflación a la baja en los países que han experimentado un elevado crecimiento de precios, y que desean el retorno a la normalidad, puede imponer a tal política un coste extra que es el aumento, durante el período de adaptación a una menor inflación, de los tipos reales de interés, lo que contribuye a deprimir la acumulación de capital y la senda de crecimiento a largo plazo. No obstante, este coste podría atenuarse si, al mismo tiempo, se redujera el déficit público, existente en la práctica totalidad de los países de la UE, lo que redundaría en un descenso de los tipos nominales y reales de interés. Esta afirmación se basa en los resultados obtenidos en la mayor parte de la literatura especializada, tanto para el caso español como para otros países, de acuerdo a los cuales el déficit público presiona al alza a los tipos de interés. Este resultado, que también corrobora sólidamente las conclusiones que se presentan más adelante en este trabajo, implica el no cumplimiento estricto de la hipótesis ricardiana.

## 2. Relación entre tipos de interés nacionales y foráneos

Es un hecho conocido que entre dos países, con movilidad de capitales, la diferencia de tipos nominales de interés debe corresponder con la prima de riesgo por devaluación de la moneda. Con tipos de cambio fijos, o con compromisos creíbles de no devaluación, esta diferencia de tipos de interés debe reducirse. Esto es así, no obstante, siempre que no existan obstáculos de ningún tipo a la movilidad de capitales —técnicos, legales, fiscales, o de cualquier otra naturaleza—, lo que, en circunstancias normales, es prácticamente imposible. Por ejemplo, en el caso español, el gravamen sobre las rentas de capital, hasta fechas relativamente recientes, era considerablemente superior al europeo, lo que puede haber contribuido a explicar el valor generalmente superior de los tipos nominales de interés en España en comparación con los europeos. Además, los ajustes de carteras, incluidos los financieros, requieren cierto tiempo, por lo que, de

nuevo, es improbable que se produzca un arbitraje instantáneo entre los tipos de interés nacionales e internacionales a todos los plazos, incluso en ausencia de otro tipo de trabas a la movilidad de capitales como las mencionadas anteriormente. En todo caso, en la prima de riesgo, además de la tasa de devaluación esperada, pueden influir otros factores, como el puro riesgo de crédito del país concreto, la volatilidad de los tipos de interés (suponiendo que los inversores relevantes sean adversos al riesgo), etc... Finalmente, con una moneda única, los tipos de interés de los distintos países deben tender a coincidir.

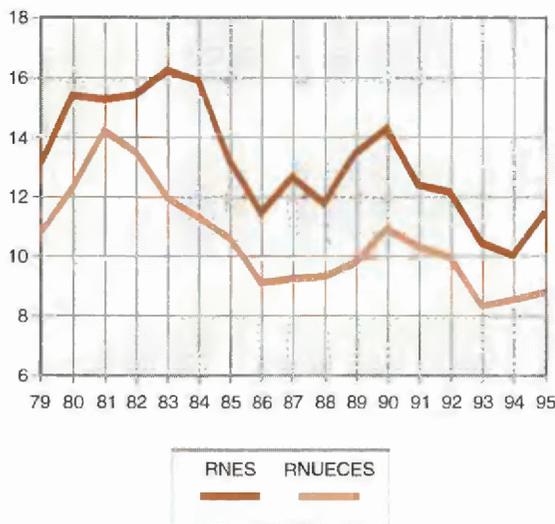
El gráfico 3 muestra la evolución, a partir de 1979, de los tipos de interés españoles (RNES) y europeos (RNUCES). El tipo de interés europeo se ha obtenido como una media ponderada por el PIB relativo de los tipos nominales de interés de los países de la Unión Europea, excluido España. Por otro lado, se opera con el tipo de interés europeo y no mundial, dado que se supone que ésta es la variable más relevante para los países que forman parte de Europa. Los datos para España, según la fuente de información utilizada, se encuentran sólo disponibles a partir de 1979. En cualquier caso, el paralelismo de las dos series es expresivo de la clara dependencia de los tipos de interés españoles de la evolución exterior de esta variable. Por

otro lado, el tipo de interés español suele exceder en algo más de dos puntos al foráneo, lo que, con movilidad de capitales, capta la prima de riesgo de la divisa española.

Repetir este mismo tipo de análisis gráfico para los restantes países de la Unión Europea resultaría excesivamente prolijo. Por ello, el cuadro n.º 1 sintetiza esta información a través de la presentación del coeficiente de correlación entre el tipo nominal de interés en cada país de la Unión Europea y el tipo de interés exterior, calculado como media ponderada por el PIB de los distintos países, y excluyendo al propio país considerado. A título ilustrativo, la correlación del tipo de interés belga con el tipo de interés exterior se calcula a partir de un tipo externo de interés que es una media de los tipos de interés de los restantes países de la Unión Europea, excluyendo a Bélgica de esta media. La razón de excluir al propio país de la media obedece al deseo de evitar la correlación espuria en el caso de países grandes, como Alemania, en que el tipo de interés exterior, por razones de tamaño, vendría marcado por el propio país contemplado, sin que ello fuese indicativo de una posible dependencia del tipo de interés nacional del exterior. En cuanto al período muestral, abarca los años 1961-1995, salvo excepciones —como Grecia, Portugal, España o Luxemburgo— en que no resulta factible disponer de una muestra tan larga. Por otro lado, este coeficiente de correlación se calcula para los niveles de los distintos tipos de interés y para sus primeras diferencias. La correlación en niveles es expresiva del grado de asociación si las variables contempladas son estacionarias o, caso de obedecer a procesos integrados, si tienen el carácter de cointegradas. Más adelante, en el apartado IV de este trabajo, se abunda en este extremo, y se concluye que, a partir de la aplicación de contrastes estándar, para la muestra analizada no puede rechazarse la hipótesis nula de que el tipo nominal de interés tiene una raíz unitaria.

Puede observarse que, en general, estas correlaciones son elevadas, lo que indica el fuerte condicionamiento exterior del tipo nacional de interés de cada país. Éste es el caso de Bélgica, Dinamarca, España, Francia, Irlanda, Italia, Holanda, Reino Unido, Austria, Suecia y Finlandia. Alemania, empero, merece un comentario separado. La correlación en niveles del tipo de interés de Alemania con el tipo de interés europeo, cuando Alemania se excluye de la media, es baja. Obviamente, el resultado sería algo distinto si Alemania formase parte de esta media europea. Esta baja correlación obtenida puede interpretarse en términos de que si bien el comportamiento de Alemania posiblemente con-

**GRÁFICO 3**  
**ESPAÑA. EVOLUCIÓN DE LOS TIPOS**  
**DE INTERÉS NACIONALES Y EUROPEOS**



CUADRO N.º 1

**COEFICIENTES DE CORRELACIÓN ENTRE TIPOS DE INTERÉS NACIONALES Y EXTERIORES EN LOS PAÍSES DE LA UNIÓN EUROPEA (1961-1995)**

PAÍS	COEFICIENTE DE CORRELACION	
	Niveles	Incrementos
Bélgica .....	0,96	0,89
Dinamarca .....	0,89	0,63
Alemania .....	0,54	0,71
Grecia .....	0,20	0,40
España .....	0,87	0,55
Francia .....	0,96	0,88
Irlanda .....	0,87	0,79
Italia .....	0,84	0,60
Luxemburgo .....	0,57	0,57
Holanda .....	0,94	0,90
Portugal .....	0,68	0,62
Reino Unido .....	0,82	0,70
Austria .....	0,84	0,84
Suecia .....	0,81	0,63
Finlandia .....	0,75	0,51

dicione el comportamiento del resto de países europeos, el comportamiento de los tipos de interés en el resto de Europa influye poco sobre la evolución alemana. Es decir, Alemania puede tener el carácter de país líder, cuyas decisiones en materia de tipos de interés arrastran al resto de Europa, aunque las decisiones del resto de Europa afectan poco a Alemania. Por otro lado, en términos de primeras diferencias, la correlación entre las variaciones del tipo de interés alemán y las variaciones del tipo de interés en la media de los restantes países europeos es elevada. De hecho, es más elevada en primeras diferencias (0,71) que en niveles (0,54). La razón de esta aparente paradoja, como más adelante se detalla, se debe a que la evidencia indica que el tipo nominal de interés en Alemania puede considerarse como una variable estacionaria, mientras que el tipo de interés promedio europeo parece tener una raíz unitaria. En particular, el tipo de interés alemán no experimentó la fuerte subida del período 1975-1981, que generalmente caracterizó a los restantes países europeos. Obviamente, una variable estacionaria no puede venir explicada por otra integrada. Al tomar primeras diferencias, ambas variables son estacionarias (el tipo de interés alemán, aunque sobrediferenciado, sigue siendo estacionario), con lo que la correlación aumenta.

Dejando aparte a Luxemburgo, país cuyas especiales circunstancias están detrás de su comporta-

miento aparentemente anómalo, el siguiente grupo de países está formado por Grecia y Portugal. Para Portugal, sólo se dispone de información a partir de 1985, mientras que para Grecia la información sobre tipos de interés a largo plazo comprende el período 1973-1988. El carácter más aislado de estos países y la escasa información muestral disponible pueden explicar la baja correlación hallada entre tipos de interés nacionales y exteriores. En cualquier caso, para ambos países el coeficiente de correlación referido a las primeras diferencias está más en línea con los valores obtenidos para los restantes países de la Unión Europea.

En conjunto, empero, la información utilizada es indicativa de la estrecha asociación entre tipos nacionales de interés y exteriores, restringiendo el exterior a los propios países europeos. Por otro lado, los resultados hallados para Alemania podrían considerarse como una indicación del carácter relativamente autónomo del comportamiento de los tipos de interés en este país.

### 3. Interdependencia creciente de los tipos de interés inter-países

La idea es que a medida que el programa de unión europea se consolida, los tipos de interés entre los distintos países y, sobre todo, la asociación en las variaciones de los tipos de interés se debe volver más estrecha. El distinto nivel de tipos de interés refleja, entre otros factores, y como previamente se ha señalado, una prima de riesgo, por lo que las diferencias de tipos pueden perdurar mientras que una moneda única, o un compromiso creíble de no devaluación, no se materialice. No obstante, en una Europa más integrada, las variaciones de tipos de interés tenderán a ser progresivamente también más acompañadas.

Una simple forma de contrastar esta idea es estimar con datos de panel la simple ecuación siguiente:

$$D(RN)_i = a + b \cdot D(RNUEC)_i + e_i$$

en donde la variable dependiente  $D(RN)$  expresa la variación del tipo de interés nacional en el país  $i$  en el período  $t$ , mientras que la explicativa  $D(RNUEC)$  expresa la variación del tipo de interés exterior. Este tipo de interés exterior, como previamente se ha indicado, difiere de país a país, dado que de la correspondiente media se excluye el país que actúa como variable dependiente. El cuadro número 2 resume los resultados obtenidos al estimar esta ecuación para los subperíodos 1962-1986

CUADRO N.º 2

**ASOCIACIÓN EN LA VARIACIÓN DE LOS TIPOS DE INTERÉS PARA EL CONJUNTO DE PAÍSES DE LA UNIÓN EUROPEA**

Ecuación ajustada por MCO:  
 $D(RN)_t = a + b \cdot D(RNUEC)_t + e_t$

PERIODO	Coefficiente «b»	Coef. correlación
1962-1986 .....	0,80 (13,85)	0,63
1986-1995 .....	0,95 (10,48)	0,66
1962-1995 .....	0,84 (17,11)	0,64

Entre paréntesis, estadísticos *t* para el contraste de la hipótesis nula de que el coeficiente *b* es cero.

Los estadísticos *t* para el contraste de la hipótesis nula de un coeficiente *b* igual a la unidad son de 3,45 para el periodo 1962-1986 y de 0,59 para el periodo 1986-1995.

$D(RN)_t$  es la variación anual del tipo de interés en el país *i* en el periodo *t*, y  $D(RNUEC)_t$  es la variación del tipo de interés exterior en este mismo año, obtenido como media ponderada de los demás países europeos excluido el país *i*.

y 1986-1995, así como para la totalidad del periodo 1962-1995. La consideración de estos dos espacios temporales es un tanto arbitraria, si bien cabe apreciar que es a partir de 1985 cuando el proyecto de Unión Europea cobra más vigor.

A la vista de este cuadro, puede comprobarse que los coeficientes de correlación son más bajos que en el caso anterior, dado que se opera en incrementos, si bien siguen siendo elevados y significativos. Por otro lado, el coeficiente *b*, que en el primer subperiodo se sitúa en 0,80, y que difiere significativamente de la unidad, en el segundo alcanza un valor de 0,95, no siendo distinto a nivel estadístico del valor unitario. La conclusión es, pues, que un buen predictor de la variación anual del tipo de interés en un determinado país podría estar constituido por la variación esperada del tipo de interés exterior.

A modo de resumen, este análisis descriptivo de los datos ha permitido subrayar tres características del comportamiento de los tipos de interés en Europa: la conexión entre tipos nominales de interés e inflación, si bien el efecto Fisher parece no operar plenamente; la dependencia entre tipos nacionales de interés y foráneos, y, finalmente, el carácter progresivamente más estrecho de esta dependencia, al menos por lo que respecta a las variaciones de tipos. La modelización del tipo de interés a partir de la consideración de la demanda y la oferta de ahorro en los países de la Unión Europea que se ensaya en el siguiente apartado tratará de recoger estos hechos estilizados, y fundamen-

talmente los dos primeros, dado que el tercero es más difícil de captar atendiendo al planteamiento econométrico estándar.

### III. UN MODELO DE DETERMINACIÓN DE LOS TIPOS NOMINALES DE INTERÉS A PARTIR DE LOS FLUJOS DE AHORRO

Los elevados tipos reales de interés característicos de las décadas de los ochenta y noventa han motivado la aparición de una extensa literatura que trata de hallar los principales factores determinantes de este fenómeno. El motivo de esta preocupación radica en que unos altos tipos de interés significan una menor acumulación de capital y, por tanto, una menor tasa de crecimiento de la economía. Por otro lado, dada la relación causal hallada en numerosos estudios entre tasa de crecimiento y tasa de ahorro, que es una de las principales implicaciones del modelo de ciclo vital (véase, por ejemplo, Raymond, 1996), un menor crecimiento puede significar un menor ahorro y, a la postre, tipos de interés más elevados. Altos tipos de interés, bajas tasas de crecimiento y bajas tasas de ahorro pueden, por tanto, definir un círculo vicioso con tendencia a autoalimentarse.

Entre las variables que mayor atención han acaparado desde la óptica de su contribución a los tipos de interés a largo plazo, se halla el papel del déficit público. En general, se habla de déficit público, si bien es conveniente diferenciar entre los conceptos de déficit público y de desahorro público. En concreto, el déficit público «más» la inversión pública es equivalente al desahorro público. A nivel conceptual, y según el modelo que en esta sección se expone, resulta más apropiado hablar de ahorro o desahorro público que de superávit o déficit, si bien el grueso de la literatura empírica ha tendido a centrarse en el déficit público. El valor que la variable adopta difiere del correspondiente al ahorro, aunque ambas magnitudes tienden a mostrar una evolución muy similar, con oscilaciones algo más acusadas para el ahorro, en la medida en que los recortes en los programas de inversión pública han sido frecuentemente utilizados por los gobiernos para paliar problemas de déficit.

A escala internacional, el reciente trabajo de Correia-Nunes y Stemitsiotis (1995), cuyos autores pertenecen a la Comisión para las Comunidades Europeas, reseña como artículos relevantes que no hallan relación entre déficit público y tipos de interés los de Mascaro y Meltzer (1983), Makin (1983), Hoelscher (1983), Plosser (1982, 1987) y Evans

(1985, 1987a y b), mientras que Hutchinson y Pyle (1984), Tanzi (1985), Tanzi y Lutz (1991), Feldstein (1986), Hoelscher (1986), Cebula *et al.* (1988), Modigliani y Jappelli (1988), Spiro (1990) o el propio Correia-Nunes y Stemitsiotis (1995) hallan un efecto positivo del déficit sobre los tipos de interés. Estos dos autores destacan que la ausencia de relación suele estar asociada a la utilización de datos de periodicidad inferior a la anual y al hecho de que la variable dependiente sea el tipo de interés a corto plazo. Por contra, con datos anuales, y si la variable objeto de estudio es el tipo de interés a largo plazo, los resultados suelen ser favorables a la existencia de un efecto positivo de la falta de disciplina fiscal sobre los tipos de interés. La interpretación podría ser que mientras el tipo de interés a corto plazo resulta más dependiente de la política monetaria y de otros *shocks* que afecten a la economía, el comportamiento del tipo de interés a largo plazo depende más claramente de la demanda y oferta de ahorro, variable esta última que se ve afectada por el desahorro público, magnitud altamente correlacionada con el déficit.

Con respecto a España, la lista de trabajos que se han ocupado de analizar la relación entre déficit público y tipos de interés no es tan amplia, si bien resulta también bastante abundante. Cabe reseñar los trabajos de Mauleón y Pérez (1984), Mauleón (1987), Raymond y Palet (1990), Ballabriga y Sebastián (1993) o el reciente estudio de Esteve y Tamarit (1995). De los trabajos citados, sólo el estudio de Ballabriga y Sebastián, que opera a través de la utilización de la denominada metodología VAR, no halla efectos positivos del déficit público sobre los tipos de interés. En los demás trabajos, esta relación se dibuja con claridad.

Obsérvese que, en definitiva, hallar un efecto positivo del desahorro público, o del déficit público, sobre los tipos de interés implica rechazar la hipótesis de equivalencia ricardiana (denominada así aunque Ricardo enunció el resultado mencionado como una conclusión hipotética que se daría bajo una serie de circunstancias muy restrictivas, como previsión perfecta, ausencia de todo tipo de rigideces financieras, etc..., que él mismo consideraba de improbable cumplimiento). En efecto, si un menor ahorro público se traduce en tipos de interés más elevados, ello es indicativo de que el sector privado no compensa el comportamiento del sector público, tal como más adelante se expone.

## 1. Consideraciones previas

Una parte apreciable de los trabajos que han abordado el estudio de la relación entre déficit públicos y tipos de interés utiliza como marco conceptual el tradicional esquema IS-LM. Al seguir este planteamiento, se obtiene que el tipo de interés no depende sólo de variables que condicionan el equilibrio en el mercado de bienes, como es el déficit público, sino también de variables que afectan al equilibrio en el mercado monetario. Por tanto, junto al déficit, deben aparecer como variables explicativas de los tipos de interés variables expresivas del comportamiento de la política monetaria. No obstante, el papel de la política monetaria como condicionante de los tipos de interés está más claramente justificado en el corto que en el largo plazo, que es la perspectiva adoptada en este estudio. Como Tease *et al.* (1991) señalan en un trabajo de revisión de las tendencias recientes de la evolución de los tipos reales de interés en los países de la OCDE, «la elección del marco en el que analizar el comportamiento de los tipos reales de interés depende de las cuestiones que se planteen. En el corto plazo, es conveniente considerar su comportamiento en un contexto IS-LM, de forma que los ajustes a los cambios en el ahorro o en la inversión, o a los cambios en las políticas, se consigan sobre la base de la modificación de tipos reales de interés y del *output*. En el medio plazo, empero, con el *output* determinado por la oferta y con precios flexibles, el tipo de interés usualmente se considera como el precio de equilibrio entre la oferta y la demanda de ahorro». En esta misma línea abunda la reflexión del FMI, en un reciente trabajo sobre el ahorro (véase FMI, 1995b), al señalar que «los bancos centrales pueden crear dinero, pero lo que los bancos centrales no pueden hacer es crear ahorro». La pretensión de este estudio —examinar los condicionantes de los tipos de interés en el largo plazo— nos han inducido a plantear el problema de la determinación de los tipos de interés como un precio de equilibrio entre la demanda y la oferta de ahorro.

Un enfoque alternativo sobre la determinación de los tipos de interés es el que se deriva del modelo de oferta y demanda de fondos prestables. Este tipo de planteamiento ha sido utilizado, entre otros, por Hoelscher (1986), Cebula *et al.* (1988) o por Correia-Nunes y Stemitsiotis (1995). Según este enfoque, el tipo de interés es el precio que iguala la oferta y la demanda de fondos prestables, de suerte que el déficit del sector público aparece en la ecuación como expresivo de la demanda de fondos por parte del sector público. No obstante, el

planteamiento que estos autores efectúan no aclara suficientemente los efectos que, en el contexto del modelo, se derivan de la monetización del déficit público. Por otro lado, los modelos formulados y posteriormente estimados por estos autores explican la evolución de los tipos de interés a largo plazo condicionados a los tipos de interés a corto plazo. Cabe subrayar que, posiblemente, desde una perspectiva más amplia, ambos tipos de interés, a corto y a largo, se determinan conjuntamente. Introducir los tipos a corto como variable explicativa de los tipos a largo, y analizar todas las implicaciones que del modelo se derivan tomando como un dato los tipos a corto, probablemente ofrezca una visión excesivamente optimista de la capacidad explicativa del modelo.

Un punto a destacar en la formulación de un modelo explicativo de los tipos de interés es el papel progresivamente creciente que el sector exterior desempeña, sobre todo en un contexto como el de los países que forman la Unión Europea, a consecuencia de la liberalización progresiva de los movimientos de capital. A título ilustrativo, en el contexto del modelo de oferta y demanda de fondos, si la oferta de fondos externos tiene una elasticidad muy elevada con respecto al tipo de interés, el aumento en la demanda interna de fondos apenas se manifestará en una elevación de tipos de interés. Alternativamente, en un esquema de oferta y de demanda de ahorro, e interpretando el tipo de interés como el precio de equilibrio entre ambas curvas, la insuficiencia de ahorro interno se financiará con ahorro externo, sin que el tipo de interés experimente sensibles modificaciones, si la oferta de ahorro externo tiene una elevada elasticidad con respecto al precio del dinero. Muchos trabajos revisados en la literatura empírica acerca de los determinantes de los tipos de interés omiten dar un tratamiento explícito al papel desempeñado por el sector exterior, lo que puede ofrecer una visión distorsionada de la realidad en un mundo caracterizado por un amplio grado de globalización.

Finalmente, un punto que en la literatura sobre la determinación de los tipos de interés ha suscitado una elevada dosis de polémica es el cumplimiento de la hipótesis de equivalencia ricardiana. Si ésta se verifica, mayores déficits públicos, o desahorros públicos, no se manifestarán en tipos de interés más elevados porque el sector privado compensará la prodigalidad de las finanzas públicas. Sobre este extremo insiste, por ejemplo, Evans (1985, 1987a, 1987b), mientras que los efectos positivos del déficit sobre los tipos de interés hallados por Modigliani y Jappelli (1988) les llevan a rechazar la proposición de equivalencia. En

el planteamiento seguidamente adoptado, al definir el tipo de interés en términos de oferta y demanda de ahorro, el desahorro público interviene directamente como una variable explicativa de los tipos de interés, lo que constituye una forma simple, y complementaria a otras vías alternativas, de examinar la compensación entre los ahorros público y privado.

## 2. Formulación del modelo

Un sistema de cinco ecuaciones, explicativas de la oferta y de la demanda de ahorro, definen el modelo empleado como explicativo de los tipos de interés a largo plazo. Son las siguientes:

— Ahorro total:

$$S = SPR + SPB + SE \quad [1]$$

en donde *SPR* es el ahorro privado (familias más empresas), *SPB* es el ahorro del sector público y *SE* es el ahorro exterior. Todas las magnitudes se expresan con relación al PIB.

— Oferta de ahorro privado:

$$SPR = b_0 + b_1 \cdot G - b_2 \cdot PF - b_3 \cdot SPB + b_4 \cdot RN - b_5 \cdot CP + u_1 \quad [2]$$

Ecuación de comportamiento que, como más adelante se detalla, hace depender la tasa privada de ahorro de la tasa de crecimiento de la economía *G*, de la presión fiscal medida a través del peso de los ingresos del sector público en el PIB, de la tasa de ahorro público *SPB*, del tipo nominal de interés *RN* y del crecimiento de los precios *CP*.

Obviamente, la igualdad de los coeficientes *b<sub>4</sub>* y *b<sub>5</sub>* comportaría que la variable explicativa estuviese constituida por el tipo real de interés. Finalmente, *u<sub>1</sub>* es un elemento de perturbación aleatoria, dado que se trata de una ecuación de comportamiento.

— Oferta de ahorro exterior:

$$SE = c_0 + c_1 \cdot RN - c_2 \cdot RN^* + u_2 \quad [3]$$

Formulación que supone que la oferta de ahorro exterior depende positivamente de la diferencia entre los tipos de interés doméstico *RN* y exterior *RN\**. Con garantías de no devaluación y libertad plena de movimientos de capital, ambos tipos de interés deberían ser coincidentes. Aunque incluso en el período de mayor estabilidad del SME parece que las expectativas de devaluación eran sensiblemente distintas a cero, el término correspondiente a la devaluación esperada se ha omitido. Esto es

justificable en este estudio teniendo en cuenta que se ha realizado con datos anuales, y que los efectos de las expectativas de devaluación son perceptibles, más bien, a corto plazo, de modo que solamente pueden captarse adecuadamente con datos más desagregados (otros estudios sobre la economía española, por ejemplo, confirman esta sugerencia). Por otro lado, la ecuación, tal como está formulada, no impone necesariamente la restricción de igualdad de coeficientes  $c_1$  y  $c_2$ .

— Ecuación de inversión:

$$I = a_0 + a_1 \cdot G - a_2 \cdot RN + a_3 \cdot CP + u_3 \quad [4]$$

Se supone que la tasa de inversión con respecto al PIB depende positivamente de la tasa de crecimiento de la economía,  $G$ , y negativamente del tipo nominal de interés corregido por el crecimiento de los precios. La igualdad de  $a_2$  y  $a_3$  comportaría que la variable explicativa fuese el tipo real de interés.

— Identidad contable que define la igualdad *ex-post* entre ahorro e inversión:

$$S = I \quad [5]$$

A través de la resolución del modelo, se obtiene la siguiente forma reducida explicativa del tipo nominal de interés:

$$RN = d_0 + d_1 \cdot G + d_2 \cdot PF - d_3 \cdot SPB + d_4 \cdot CP + d_5 \cdot RN^* + v \quad [6]$$

en donde los coeficientes reducidos se definen a través de:

$$d_1 = (a_1 - b_1) / (b_4 + c_1 + a_2)$$

$$d_2 = b_2 / (b_4 + c_1 + a_2)$$

$$d_3 = (1 - b_3) / (b_4 + c_1 + a_2)$$

$$d_4 = (b_5 + a_3) / (b_4 + c_1 + a_2)$$

$$d_5 = c_2 / (b_4 + c_1 + a_2)$$

Obsérvese que, en el contexto del modelo formulado, incluso cuando la oferta de ahorro depende del tipo de interés real, de modo que  $b_4 = b_5$ , y la demanda de ahorro depende también del tipo real, lo que implica que  $a_2 = a_3$ , el coeficiente de la inflación,  $d_4$ , en la ecuación anterior, sería inferior a la unidad: es decir, incluso en ausencia total de ilusión monetaria, y omitiendo el mercado de dinero, puede ocurrir que el efecto Fisher estricto no se cumpla, como se ha mencionado con anterioridad. De nuevo conviene subrayar, no obstante, que a un plazo más largo lo probable es que se produzca una igualación de los tipos nominales y reales internacionales.

La ecuación que se estima es la forma reducida [6], si bien previamente es necesario discutir algo más ampliamente la procedencia de algunas ecuaciones estructurales:

a) *Ecuación de ahorro privado*. La ecuación de ahorro privado, cuya variable dependiente es la participación del ahorro privado en el PIB, procede de Modigliani (1993), y se deriva a partir del modelo de ciclo vital. Una ecuación de este tipo ha sido estimada por Raymond (1996) con resultados favorables para los países de la Unión Europea. La ecuación muestra que la tasa privada de ahorro depende positivamente de la tasa de crecimiento de la economía, regularidad empírica que los datos, en distintos contextos, tienden a confirmar, y negativamente del efecto desplazamiento resultante del tamaño del sector público medido por el peso de la presión fiscal en el PIB. Adicionalmente, el valor de  $b_3$  mide el grado en que la proposición de equivalencia ricardiana opera. Así, un valor unitario de este coeficiente es indicativo de equivalencia ricardiana plena, si bien, en función de resultados empíricos previos, cabe esperar valores situados por debajo del valor unitario. Finalmente, la tasa privada de ahorro se hace depender del tipo de interés. En general, la respuesta hallada del ahorro al tipo de interés suele ser bastante reducida (véase, por ejemplo, FMI, 1995a y b), dado que esta variable tiene los conocidos efectos «renta» y «sustitución» que son de signo contrapuesto, y que pueden llegar a compensarse. En cualquier caso, para que la intersección de la demanda y de la oferta de ahorro determine el tipo de interés, sólo se precisa que una de las dos curvas sea elástica con relación a la variable «precio del dinero». Al respecto, existe clara evidencia de que la tasa de inversión depende negativamente del tipo real de interés, por lo que los coeficientes  $b_4$  y  $b_5$  podrían ser nulos sin que variase la interpretación del modelo. En tal caso, se tendría una oferta de ahorro rígida con respecto al tipo de interés. Una disminución autónoma del ahorro se materializaría en tipos de interés más elevados y menores tasas de inversión.

b) *Ecuación de inversión*. En Raymond (1996), se estima este tipo de ecuación para los países de la Unión Europea. Una ecuación de esta naturaleza podría ser compatible con una formulación del modelo de acelerador —la tasa de inversión depende del crecimiento de la renta— que diese cabida al tipo de interés como variable explicativa adicional, o con un esquema tipo  $q$  de Tobin. En efecto, según la formulación clásica de Tobin, existe incentivo a invertir cuando la  $q$ , el cociente entre el valor de mercado de los activos y su coste de reposición, excede a la unidad, y el valor de mercado de los ac-

tivos aumentará cuando lo haga la tasa de crecimiento de la economía o cuando se reduzca el tipo de interés. A la vez, un tipo de interés más reducido significa también un menor coste de reposición.

c) *Forma reducida explicativa de los tipos nominales de interés.* El tipo nominal de interés depende positivamente de la presión fiscal  $PF$  (a mayor presión fiscal, *ceteris paribus*, menor peso del ahorro privado en el PIB y, por tanto, tipos de interés más elevados); depende positivamente del crecimiento de los precios,  $CP$ , y depende positivamente del tipo de interés exterior,  $RN^*$ . Por otro lado, depende negativamente del ahorro público,  $SPB$ , salvo en el supuesto de que el coeficiente  $b_3$  fuese unitario, lo que indicaría equivalencia ricardiana plena. En consecuencia, esta sencilla formulación permite comprobar con claridad que la significatividad del ahorro público como determinante de los tipos de interés es una forma de rechazar equivalencia ricardiana plena. Finalmente, el tipo de interés depende con signo ambiguo de la tasa de crecimiento de la economía,  $G$ . Si los coeficientes  $b_1$  (la respuesta de la tasa privada de ahorro a la tasa de crecimiento económico) y  $a_1$  (la respuesta de la tasa de inversión a la tasa de crecimiento) se compensan, el tipo de interés será independiente del crecimiento. En Raymond (1996), se estima un valor de  $b_1$  del orden de 0,4 (valor de la respuesta a largo plazo), y un valor de  $a_1$  del orden de 0,5 (considerando también el valor de la respuesta a largo plazo), de donde se desprende que el tipo de interés debe ser prácticamente independiente de la tasa de crecimiento económico. Un mayor crecimiento económico significa mayor inversión, pero significa también mayor oferta de ahorro para financiarla y, por tanto, el tipo de interés no tiene por qué resultar afectado. No obstante, una caída autónoma de la tasa de ahorro tiene como consecuencia un tipo de interés más elevado, junto a unas menores tasas de inversión y de ahorro.

El modelo de determinación del tipo de interés considerado hasta ahora puede calificarse de medio plazo, en el sentido de que se ha omitido el mercado monetario, cuyos efectos son sólo perceptibles a corto plazo (por eso mismo, se han utilizado datos de periodicidad anual, que desde este punto de vista pueden considerarse como relativamente agregados). No obstante, a muy largo plazo la determinación del tipo de interés sigue, en general, a otros factores. En primer lugar, y como ya se ha comentado anteriormente en varias ocasiones, el efecto Fisher a muy largo plazo tiende a cumplirse: es decir, el tipo nominal de interés iguala al tipo real más la tasa de inflación esperada que, a su vez, tiende a coincidir con la observada (aunque

este último aspecto no se deriva, necesariamente, del análisis de Fisher). Queda por establecer, en segundo lugar, cómo se determina el tipo real de interés. En este punto, la mayor parte de los modelos teóricos explicativos del crecimiento concuerdan en que, básicamente, el tipo de interés real coincide aproximadamente con la tasa de crecimiento de la economía. En síntesis, este argumento, y aunque de forma muy simplificada, se basa en lo siguiente: supongamos que la producción es una proporción constante del *stock* de capital de la economía, de modo que la tasa de crecimiento de la renta coincide con la del *stock* de capital; supongamos, además, que el beneficio generado por el capital, que será igual al *stock* de capital multiplicado por la rentabilidad del capital —es decir, el tipo de interés real— se invierte en nuevo capital; así, la tasa de variación del capital, que por definición es igual al incremento del *stock* de capital —es decir, la inversión, dividida por el *stock* existente—, será igual al tipo real de interés; y, finalmente, como las tasas de crecimiento del capital y de la renta coinciden, el tipo real de interés coincidirá con la tasa de crecimiento de la renta de la economía. En cualquier caso, éste es un argumento de muy largo plazo, en el sentido de que sólo se aprecia su validez analizando series históricas muy largas (por ejemplo, de más de 50 años). En plazos más cortos, el tipo nominal de interés no sigue tan claramente a la tasa de inflación, y la disparidad entre el tipo real y la tasa de crecimiento real de la economía puede ser muy considerable. En cualquier caso, para los horizontes temporales generalmente disponibles, el signo de la relación entre tasa de crecimiento y tipo real de interés resulta ambiguo.

Por último, si, en el contexto del modelo formulado, se endogeneiza el ahorro público y se considera que también depende de la tasa de crecimiento (tal es, al menos, la experiencia de los países de la Unión Europea en el período contemplado, en que la tasa de ahorro público ha estado ligada al crecimiento económico), el tipo de interés podría pasar a depender negativamente de la tasa de crecimiento. A mayor tasa de crecimiento, menor tipo de interés, y a la inversa en caso contrario, lo que constituiría un mecanismo de reforzamiento del denominado «círculo vicioso de la pobreza», caracterizado por la retroalimentación de bajas tasas de ahorro y de crecimiento, frente al «círculo virtuoso de la riqueza».

Para concluir esta discusión del modelo teórico, resta sólo comentar dos extremos. Son los relativos a la definición de los tipos de interés exteriores y a las expectativas de inflación.

Con respecto a la definición de los tipos de interés exteriores, en este trabajo se ha optado por considerar una media ponderada de los tipos de interés en los países de la Unión Europea, pero de forma que el propio país considerado no intervenga en la definición de la media exterior. La idea es que el tipo de interés en los países de la Unión Europea depende, básicamente, de los tipos de interés en los demás países de la Unión, debido a la existencia de una mayor movilidad de capitales. La libertad de movimientos de capital, no obstante, no siempre ha operado con la misma intensidad, a la vez que otros países de fuera de la Unión —como, por ejemplo, Estados Unidos o Japón— son un condicionante de la evolución de los tipos de interés en países europeos. La opción seleccionada constituye una simplificación que, sin embargo, entendemos más adecuada que operar con un tipo de interés a escala mundial, dado que la definición de este tipo de interés se enfrenta a graves problemas derivados de la falta de adecuada información estadística. Además, se considera que el tipo de interés en un país de la Unión Europea depende más estrechamente de los tipos de interés en el resto de países comunitarios que de los tipos de interés de países no pertenecientes a la Comunidad.

En cuanto a la variable expresiva del crecimiento de los precios, debería tratarse de la inflación esperada. Diferentes alternativas se han utilizado en la literatura económica a efectos de derivar las expectativas de inflación, tales como el ajuste de modelos autorregresivos univariantes o multivariantes, vincular la inflación a otras variables económicas, utilizar encuestas de expectativas de inflación o recurrir al denominado filtro de Hodrick-Prescott para extraer una tendencia de la serie observada de inflación e identificar esta tendencia con las expectativas inflacionistas —véase, por ejemplo, Correia-Nunes y Stemitsiotis (1995) para la aplicación de este enfoque a algunos países de la OCDE, o Esteve y Tamarit (1995) para su aplicación a la economía española. En nuestro caso, dado que el objetivo del estudio es la explicación de los tipos de interés a largo plazo, debería operarse con expectativas también a largo plazo. En concreto, si nos situamos en el año  $t$ , y el tipo de interés es el relativo a un horizonte temporal  $t+j$ , las expectativas de inflación deberían contemplar este horizonte. No obstante, se trata de expectativas que no permanecen estables, sino que continuamente se van actualizando a medida que aparece nueva información.

Dada la complejidad que la consideración de las expectativas introduce, caben dos alternativas sencillas. La primera, inicialmente sugerida por

Mc Callum (1976), es la sustitución de los valores esperados por los observados, procediendo a la estimación de la ecuación por variables instrumentales para eliminar el sesgo derivado del error de observación cometido al sustituir valores predichos por valores observados. La segunda, que es la elegida en este trabajo, opera si la variable «inflación» puede considerarse integrada (es decir, con raíz unitaria). En tal caso, la sustitución de los valores futuros esperados por el valor presente observado seguirá proporcionando estimadores consistentes del coeficiente a largo plazo si la ecuación que se estima tiene la naturaleza de relación de cointegración.

#### IV. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

##### 1. Resultados de la estimación de una ecuación estática

El objetivo de este trabajo, como con reiteración se ha señalado, es estimar una relación a largo plazo explicativa del comportamiento de los tipos de interés. A efectos de estimar esta relación, se dispone del panel formado por los quince países de la actual Unión Europea en el período 1961-1995, salvo excepciones de países concretos para los que la muestra es más reducida.

Cuando se afronta una estimación con datos de panel, una primera cuestión que se plantea es el significado de los coeficientes individuales estimados. En puridad de conceptos, y atendiendo al paradigma econométrico estándar, los coeficientes de las funciones de comportamiento de los distintos países deben ser idénticos, lo que permite obtener estimadores consistentes de los correspondientes valores poblacionales. Empero, cuando se opera con individuos distintos, esta hipótesis resulta poco creíble. Una interpretación más atractiva de lo que una estimación con datos de panel significa es la ofrecida por Zellner (1969) en un sugestivo trabajo. Según este autor, si los coeficientes individuales difieren de país a país, pero estas diferencias pueden considerarse como aleatorias e independientes de los valores adoptados por las variables explicativas, la estimación con datos de panel está aproximando respuestas «promedio». Entendemos que esta interpretación es la que resulta más adecuada en el contexto que nos ocupa, dado que se pretende dar cabida en una sola ecuación a todos los países de la Unión Europea, lo que obliga a mezclar individuos que son claramente diferentes.

La otra cuestión es la relativa a los problemas de endogeneidad potencial de regresores, así como al

tema de la respuesta dinámica de las ecuaciones de comportamiento. Las variables explicativas que la ecuación [6] del apartado precedente detalla posiblemente no tengan el carácter de exógenas, a la vez que cabe esperar un ajuste dinámico (es decir, no instantáneo) de la variable dependiente a los valores adoptados por las explicativas. A efectos de dar respuesta al tema de la dinamicidad, cabe tratar de estimar relaciones con desfases, si bien, en el contexto de datos de panel heterogéneos, como Pesaran y Smith (1995) han demostrado, no resulta aconsejable incluir la variable endógena desfasada como regresor, dado que ello origina estimadores inconsistentes de la totalidad de parámetros poblacionales del modelo. Al respecto, algunos autores recurren al cálculo de valores medios para distintos años, procediendo a la estimación del modelo «entre grupos», o *between*, o a la formación de un panel de forma que cada observación individual represente el promedio de distintos años. En cierta forma, la primera de estas dos alternativas, que cuenta con una larga tradición en los trabajos empíricos de crecimiento, es una de las recomendaciones que se desprenden del artículo citado de Pesaran y Smith. En este trabajo se ensayó también esa alternativa, sin que los resultados obtenidos resultasen muy dispares de los alcanzados al seguir el planteamiento que seguidamente se expone.

En efecto, si se admite el paradigma de las raíces unitarias y del carácter cointegrado de ciertas relaciones de comportamiento, la estimación de una ecuación estática entre las variables contempladas proporcionará estimadores consistentes de los correspondientes parámetros poblacionales expresivos de la respuesta a largo plazo, a la vez que el sesgo de simultaneidad desaparece también asintóticamente. El tema está bien establecido a nivel de series temporales estándar —véase, Engle y Granger (1987) o, por ejemplo, la excelente síntesis ofrecida por Davidson y Mc Kinnon (1993) en el capítulo 20 de su obra. Para datos de panel, no obstante, se carece del correspondiente desarrollo teórico, si bien parece probable el mantenimiento del mismo tipo de resultados.

En síntesis, se supone que si las variables analizadas son integradas, a la vez que la ecuación [6] tiene el carácter de relación de cointegración, la estimación de dicha ecuación [6] en términos estáticos ofrecerá una aproximación a la relación a largo plazo existente entre las distintas variables contempladas.

Un paso previo, por tanto, consiste en analizar el carácter integrado o estacionario de las variables. El tema se analiza en el cuadro n.º 3 a nivel indivi-

dual de cada país, y a través de la aplicación del test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que toma como hipótesis nula la existencia de una raíz unitaria. La literatura empírica disponible demuestra que los resultados de este tipo de contrastes son sensibles a la hipótesis nula seleccionada —véase, por ejemplo, Cheung y Chinn (1996), que analizan la existencia de raíces unitarias en el PIB de más de cien países y llegan a distintos resultados según cuál sea la hipótesis nula con la que el contraste opera—, si bien el test ADF se ha convertido en el más frecuentemente empleado.

A partir de la información que el test ofrece, y tal como el cuadro n.º 3 detalla, las únicas variables estacionarias serían el tipo nominal de interés en Alemania y en Austria, la presión fiscal en Holanda y en el Reino Unido, y la inflación en Luxemburgo. Atendiendo a estos resultados, podría ser razonable concluir que las variables contempladas tienen, en general, el carácter de integradas.

Por otro lado, los resultados de la ecuación estimada se detallan en el cuadro n.º 4. Todas las ecuaciones incluyen un término constante que el correspondiente cuadro no detalla. En primer lugar, se ofrecen las estimaciones resultantes de la aplicación de MCO. En la siguiente columna, las que se derivan de la aplicación del tradicional modelo de «efectos fijos», que consiste en captar la heterogeneidad individual por medio de términos constantes específicos para cada país. La tercera columna de estimaciones detalla la estimación del modelo de efectos fijos por el método SURE (es decir, teniendo en cuenta la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones entre ecuaciones). Finalmente, la cuarta columna muestra los resultados de la estimación del modelo de «efectos estocásticos», que consiste en interpretar la variación entre individuos de los efectos fijos como una variable aleatoria distribuida independientemente de los regresores.

De estas estimaciones, destaca la similitud de resultados entre efectos fijos y estocásticos. No obstante, MCO y efectos fijos tampoco difieren de forma muy acusada, salvo por lo que respecta al coeficiente que afecta a la presión fiscal. Una cuestión a comentar es que, al comparar los resultados de la estimación de los modelos de efectos fijos y estocásticos, la similitud de ambas estimaciones depende del método seguido para el cómputo de la varianza de los componentes de error. Distintos programas de ordenador utilizan también distintos procedimientos para este cálculo, siendo todos consistentes bajo la hipótesis nula de independencia entre regresores y componentes de error, pero

CUADRO N.º 3

TEST ADF DE RAÍCES UNITARIAS PARA LAS VARIABLES CONTEMPLADAS Y LOS PAÍSES DE LA UE

PAÍS	RN	SPB	PF	RNUEC	CP
Bélgica .....	SI	SI	SI	SI	SI
Dinamarca .....	SI	SI	SI	SI	SI
Alemania .....	NO	SI	SI	SI	SI
Grecia .....	SI	SI	SI	SI	SI
España .....	SI	SI	SI	SI	SI
Francia .....	SI	SI	SI	SI	SI
Irlanda .....	SI	SI	SI	SI	SI
Italia .....	SI	SI	SI	SI	SI
Luxemburgo .....	SI	SI	SI	SI	NO
Holanda .....	SI	SI	NO	SI	SI
Portugal .....	SI	SI	SI	SI	SI
Reino Unido .....	SI	SI	NO	SI	SI
Austria .....	NO	SI	SI	SI	SI
Suecia .....	SI	SI	SI	SI	SI
Finlandia .....	SI	SI	SI	SI	SI

Notas:

- Test nivel de significación: del 5 por 100. *SI* significa la aceptación de la hipótesis nula de raíz unitaria.
- Lista de variables: tipo nominal de interés (*RN*), ahorro público (*SPB*), presión fiscal (*PF*), tipo nominal de interés «exterior» específico de cada país (*RNUEC*) y crecimiento de los precios referido al defactor del PIB (*CP*). Obsérvese que *RNUEC* corresponde a la variable *RN\** de la ecuación [6]. El cambio de notación obedece al deseo de explicitar el hecho de que el tipo de interés exterior contemplado es el formado a partir de los países de la Unión Europea.

CUADRO N.º 4

ECUACIÓN EN NIVELES EXPLICATIVA DE LOS TIPOS DE INTERÉS EN LOS PAÍSES DE LA UE

VARIABLE	MCO	Efect. fijos	Efect. fijos y SURE	Efect. estocásticos
SPB .....	-0,23 (9,69)	-0,17 (5,25)	-0,12 (6,55)	-0,18 (5,93)
PF .....	0,04 (1,88)	0,09 (3,56)	0,08 (4,79)	0,08 (3,34)
RNUEC .....	0,37 (5,46)	0,45 (8,10)	0,44 (11,63)	0,45 (8,09)
CP .....	0,37 (12,64)	0,26 (9,70)	0,21 (13,40)	0,27 (10,03)
<i>R</i> <sup>2</sup> Ajust. ....	0,57	0,76	0,75	0,76
<i>S. E.</i> .....	2,17	1,64	1,66	1,61
<i>Ro</i> .....	0,75	0,66	0,70	0,67

Notas ecuación:

- Entre paréntesis, estadísticos *t*. *R*<sup>2</sup> Ajust. es el coeficiente de determinación corregido, *SE* es el error estándar y *Ro* es el coeficiente de autocorrelación de primer orden calculado sobre los residuos. El número total de observaciones con el que se realiza la estimación es de 380. Todas las estimaciones incluyen término constante.
- Lista de países: Bélgica, Dinamarca, Alemania, Grecia, España, Francia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Holanda, Portugal, Reino Unido, Austria, Suecia y Finlandia. El periodo muestral, salvo excepciones derivadas de la falta de información estadística, comprende los años 1961 a 1995.
- Lista de variables: La variable dependiente es el tipo nominal de interés a largo plazo. *SPB* es la tasa de ahorro público con respecto al PIB, *PF* es la presión fiscal, *RNUEC* es el tipo nominal de interés «exterior» específico de cada país y *CP* es el crecimiento de los precios referido al defactor del PIB.

no verificándose este resultado en caso contrario. Las estimaciones que el cuadro n.º 4 detalla proceden del programa *Econometric Views, Versión 2.0, 1995*.

En cuanto al coeficiente de autocorrelación de los residuos calculado a través de las observaciones de cada país, es alto, indicativo de la existen-

cia de autocorrelación. Empero, no se dispone de un test formal para contrastar si este coeficiente es unitario. En cualquier caso, siendo  $D(e_{it})$  la primera diferencia del residuo del país *i* en el período *t*, y  $e_{it}$  su nivel, al calcular la regresión

$$D(e_{it}) = a - b \cdot e_{it-1} + res_{it}$$

el estadístico  $t$  usual en todos los casos adoptaba valores próximos a 9, lo que podría tomarse como una indicación para rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente  $b$  es cero y, por tanto, de que el coeficiente de autocorrelación es unitario.

Seleccionando los resultados procedentes de la estimación del modelo de efectos estocásticos, se tiene que el aumento de un punto en la participación del ahorro público en el PIB tiende a reducir el tipo de interés en unos 0,2 puntos porcentuales, y a la inversa en caso de reducción del ahorro público. A pesar de que los estadísticos  $t$  no tendrán la distribución estándar, la variable es en todos los casos aparentemente muy significativa, lo que es una forma de rechazar la hipótesis de equivalencia ricardiana plena. Por otro lado, un aumento de la presión fiscal contribuye a aumentar los tipos de interés, dado que, bajo la hipótesis *ceteris paribus*, si la presión fiscal aumenta, se reduce la oferta de ahorro al quedar comprimida la participación de la renta privada en el PIB. La inflación se traslada a tipos nominales de interés, si bien con un coeficiente claramente situado por debajo de la unidad. Por último, los tipos de interés exteriores condicionan de forma muy apreciable los nacionales, con un coeficiente próximo a 0,5.

Obsérvese que la ecuación de comportamiento estimada implica que si en todos los países una variable explicativa se modifica en igual cuantía, la variación inducida en el tipo de interés exterior debe coincidir con la variación inducida en el tipo de interés nacional. (Esto es debido a que la ecuación que determina cada tipo de interés nacional es la misma; formalmente, se puede comprobar observando que la solución para todos los tipos de interés nacionales en este modelo es la misma, lo que es fácil de llevar a cabo en dos pasos: primero, se comprueba que ésta es una solución válida, y segundo, al no ser las ecuaciones dependientes, la solución encontrada es única; así, aunque la determinación de todos los tipos de interés nacionales es aparentemente compleja, debido a que el tipo exterior relevante en el caso de cada país se obtiene mediante una ponderación de los tipos de los restantes países, la solución final resulta ser extremadamente sencilla, como se acaba de observar). En este caso, el coeficiente que afecta al ahorro público pasaría a valer  $-0,3$ , el que afecta a la presión fiscal  $0,15$ , y el que afecta a la inflación  $0,50$ . A pesar de que esta segunda interpretación eleva sustancialmente el coeficiente que afecta a la inflación, sigue estando alejado de la unidad. Una razón podría ser que si bien el método de estimación seguido proporciona estimadores consistentes, al omitir la estructura dinámica, siguen apareciendo

problemas de sesgo en muestras pequeñas. En la medida en que la inflación esperada en parte de la muestra temporal disponible haya quedado por debajo de la inflación *ex-post* observada, en particular durante el período de rápida aceleración inflacionista que siguió a la primera crisis del petróleo de finales de 1973, el efecto del crecimiento de los precios sobre el tipo real de interés puede resultar distorsionado. Una argumentación de este tipo es la ofrecida por Hoelscher (1986) para justificar el incumplimiento de la ecuación de Fisher, en el sentido de traslación plena de inflación a tipos nominales de interés. Si, debido a un episodio esporádico, la inflación se dispara, es posible que durante un tiempo, de forma sistemática, el crecimiento esperado de precios para un horizonte temporal dilatado se halle por debajo del posteriormente registrado por las distintas economías.

Un último extremo a comentar es el relativo al efecto del tipo de interés exterior sobre el tipo de interés nacional. Cabe esperar que este coeficiente haya ido aumentando a lo largo del tiempo, a medida que los países miembros de la Unión Europea adoptaban medidas de liberalización de los movimientos de capital. De hecho, en el apartado II de este trabajo se ha presentado evidencia en tal sentido. No obstante, al estimar el modelo se postula que todos los coeficientes permanecen invariables entre países y en el tiempo. Ello constituye claramente una simplificación que es preciso no olvidar en el momento de interpretar los resultados del modelo estimado.

## **2. Resultados de la estimación de un modelo de mecanismo de corrección del error explicativo del comportamiento de los tipos de interés**

Los resultados que se obtienen al estimar un modelo de mecanismo de corrección de error explicativo del incremento de los tipos de interés en los países de la Europa de los Quince aparecen detallados en el cuadro n.º 5. La ecuación ha sido estimada por mínimos cuadrados trietápicos, utilizando como instrumentos los valores desfasados de los incrementos de todas las variables explicativas del modelo, salvo el tipo de interés exterior, que se considera como variable exógena, y el valor desfasado de los residuos del modelo de efectos estocásticos, cuya estimación se presenta en el cuadro número 4. En la estimación, se impone la restricción de igualdad de todos los coeficientes que afectan a las variables entre países para respetar la fi-

CUADRO N.º 5

**MODELO DE MECANISMO DE CORRECCIÓN DE ERROR EXPLICATIVO DEL INCREMENTO DE LOS TIPOS DE INTERÉS EN LOS PAÍSES DE LA UNIÓN EUROPEA**

VARIABLE	Coefficiente	Estadístico t
Incremento ahorro público ( <i>DSPB</i> ) .....	-0,10	2,77
Incremento presión fiscal ( <i>DPF</i> ) .....	0,15	3,61
Incremento tipos exteriores ( <i>DRNUEC</i> )..	0,76	20,48
Incremento inflación ( <i>DCP</i> ) .....	0,08	4,81
Incremento inflación desfasado ( <i>DCP</i> ) <sub>t-1</sub>	0,05	4,11
Residuos desfasados M.E.E. ( <i>RES</i> ) <sub>t-1</sub> ....	-0,25	7,70
<i>R</i> <sup>2</sup> (Media valores individuales) .....	0,43	
<i>SE</i> (Media valores individuales) .....	1,24	
<i>R</i> <sub>0</sub> (Media valores individuales).....	0,13	

*Notas ecuación:*

El método de estimación utilizado es el de los mínimos cuadrados trietápicos, utilizando como instrumentos los valores desfasados de los incrementos y *RES*...

*RES*<sub>t-1</sub> son los residuos desfasados del modelo de efectos estocásticos cuya estimación se ofrece en el cuadro n.º 4.

lososofía que subyace a la estimación con datos de panel. Por otro lado, como a priori cabía esperar, los efectos fijos no resultaron significativos y su función en cada país, en cierta forma, la desempeña el término de corrección de error. Por otro lado, con objeto de facilitar la comparación con las estimaciones que el cuadro n.º 4 ofrece, en este cuadro se detallan los valores medios (media no ponderada de los estadísticos correspondientes a los quince países) de los coeficientes de determinación, de los errores estándar y de los coeficientes de primer orden de autocorrelación de los residuos. Puede observarse que el problema de la autocorrelación tiende a desaparecer, dado que este coeficiente se sitúa en 0,13.

Un primer aspecto a comentar es la significatividad del término de corrección de error o residuos desfasados *RES*<sub>t-1</sub>. Dado que todas las variables de la ecuación son estacionarias, estos residuos deben también ser estacionarios si el correspondiente coeficiente es distinto de cero. Esta forma de contraste es la que subyace al tradicional test de Johansen, y a nivel univariante ha sido sugerida, entre otros, por Banerjee *et al.* (1993) o por Inder (1993). A este nivel, si bien el estadístico *t* correspondiente no sigue la distribución estándar bajo la hipótesis nula, un valor próximo a 8 para este estadístico, que es el obtenido a través de la estimación del modelo en el cuadro n.º 5, podría tomarse como evidencia en favor del carácter cointegrado de

las variables. Con datos de panel, aunque no se conocen las correspondientes distribuciones, entendemos que también cabría interpretar la evidencia como favorable al modelo en niveles.

Aceptando este planteamiento, en el corto plazo los incrementos del ahorro público se traducen en menores tipos de interés, mientras que, *ceteris paribus*, los incrementos de presión fiscal, los incrementos de inflación y, sobre todo, los incrementos en los tipos de interés exteriores se traducen en tipos de interés más elevados. Junto a estos factores, la variación en el tipo de interés en cada período tiende a ajustar su valor observado al correspondiente a su nivel de equilibrio, representado por la relación en niveles que se deduce del cuadro número 4.

Cabe destacar, al igual que sucedía con la estimación del modelo en niveles, pero en este caso de forma mucho más acentuada, el elevado valor obtenido, tanto en términos de coeficiente como de estadístico *t*, para la variación del tipo de interés exterior *DRNUEC*. En el corto plazo, la variación de este tipo de interés exterior es la variable más relevante en el momento de explicar la evolución del tipo de interés en un determinado país. Ello está en consonancia con el carácter de economías abiertas que los países de la Unión Europea tienen. Por otro lado, a medida que la movilidad de capitales se incrementa, es lógico esperar que el papel de esta variable resulte acrecentado. Al respecto, cabe destacar que la estimación se realiza para la totalidad del período muestral y no distinguiendo entre países, por lo que el coeficiente estimado posiblemente infravalore su correspondiente magnitud para los últimos años, o para ciertos países, en los que la movilidad de capitales cobra una mayor relevancia debido a la eliminación de restricciones legales.

La implicación de ello es que las posibilidades que un país tiene de modificar sus tipos de interés están en gran medida condicionadas por el entorno exterior, si bien las políticas de potenciación del ahorro, de corrección de los desequilibrios del sector público o de contención inflacionista contribuyen en tal sentido. En el corto plazo, cabe también esperar que la política monetaria, no contemplada en el modelo, tenga un papel relevante. No obstante, resulta más dudoso que en el largo plazo las actuaciones monetarias logren desviar de forma permanente el tipo de interés del precio de equilibrio correspondiente a la igualación entre la oferta y la demanda de ahorro, que es la lógica que subyace al modelo especificado.

## V. IMPLICACIONES Y CONCLUSIONES

El principal objetivo de este estudio ha sido ofrecer soporte empírico a una afirmación frecuente en ámbitos académicos, pero, sobre todo, en el contexto de informes emitidos por organismos internacionales tales como la OCDE o el FMI, que se ocupan de interpretar las tendencias de bloques de países o de la economía mundial. En efecto, un fenómeno característico de las décadas de los ochenta y noventa son los elevados tipos de interés, y estos elevados tipos de interés se interpretan como una manifestación de la escasez mundial de ahorro. Por otro lado, fundamentalmente en los países occidentales, al descenso de este ahorro ha contribuido el sector público, dado que el ahorro público se ha reducido, y la evidencia es indicativa de la ausencia de cumplimiento pleno de la hipótesis de equivalencia ricardiana. En consecuencia, el menor ahorro del sector público ha sido un factor condicionante del menor ahorro nacional y de los elevados tipos de interés. Adicionalmente, los tipos de interés más elevados contribuyen a reducir la tasa de inversión y la acumulación de capital con efectos negativos sobre el crecimiento a largo plazo.

Otro aspecto a subrayar es el de la globalización progresiva de las distintas economías. La movilidad de capitales significa que el ahorro se desplaza entre países para compensar las diferencias en cada país entre la oferta y la demanda de ahorro. Desde esta perspectiva, la escasez de ahorro adquiere mayor relevancia como un fenómeno a escala mundial. Una manifestación de la globalización es que, para las distintas economías, el tipo de interés exterior es un claro condicionante del tipo nacional de interés. El estudio, realizado en el contexto de los países de la Europa de los Quince, muestra que existen diferenciales de tipos de interés entre países, en gran medida ligados a los distintos condicionantes macroeconómicos específicos de cada país, tales como el ahorro público o la inflación, a la vez que las variaciones en el tipo de interés exterior tienden a trasladarse con rapidez a las distintas economías. En un contexto de tipos de interés mundiales elevados, las posibilidades que un país tiene de mantener tipos de interés reducidos están en parte limitadas, si bien la corrección de desequilibrios de tipo macroeconómico contribuye en tal sentido. Así, España tiene unos tipos de interés más elevados que la media europea y, básicamente, que el núcleo de países europeos estables, lo que está en consonancia con su mayor tradición inflacionista y sus desequilibrios de las finanzas públicas. Por contra, son los países más saneados en

términos macroeconómicos, y con mayor tradición al respecto, los que evidencian menores tipos de interés.

En cualquier caso, una reducción sustancial y efectiva de los tipos de interés precisa de una acción coordinada de varios países. Se ha comprobado que la media de los tipos de interés en el conjunto de los países de la Unión Europea claramente condiciona el comportamiento del tipo de interés en cada uno de los países miembros. A su vez, los tipos de interés europeos están ligados a los tipos de interés imperantes en bloques más amplios, o en países influyentes como Estados Unidos y Japón. Desde esta perspectiva, el vínculo que con mayor claridad se dibuja es el existente entre el tipo mundial de interés y las necesidades de inversión con respecto a la oferta mundial de ahorro, tal como algunos estudios recientes muestran (véase, por ejemplo, Correia-Nunes y Stemitsiotis, 1995).

Un menor ahorro nacional y, sobre todo, mundial, significa, pues, tipos de interés más elevados, una menor inversión y, a la vez, un menor crecimiento que propicia el bajo ahorro. Esta lógica, que subyace a interpretaciones recientes sobre la problemática del ahorro, halla soporte en los países de la Unión Europea. Si bien muchos detalles del proceso de determinación de los tipos de interés han sido ignorados en la modelización ensayada —en particular, el papel de la política monetaria o el derivado de las especificidades de cada país o de la regulación legal existente sobre movilidad de capitales y determinación de tipos de interés—, la pretensión ha sido ofrecer un bosquejo que resaltase algunas líneas causales del fenómeno de los elevados tipos de interés en las recientes décadas, fenómeno al que el sector público ha contribuido, como ya se ha indicado, mediante la reducción del ahorro público. Y también ha contribuido al expandir su tamaño, impulsado por las necesidades impuestas por el Estado del bienestar, aumentando el consumo público y comprimiendo, vía efecto desplazamiento, las posibilidades de oferta de ahorro privado. Este planteamiento, que se deriva del modelo especificado, no trata de cuestionar la deseabilidad del estado de bienestar, sino simplemente señalar que su mantenimiento en una fase de más lento crecimiento que en los dorados sesenta, y en un contexto de envejecimiento progresivo de la población, exige un mayor peso del consumo público en el PIB y, en ausencia de otros posibles factores compensadores, una menor participación de la oferta de ahorro, que se convierte en un bien escaso, lo que debe manifestarse en tipos de interés más elevados.

Estas consideraciones se desprenden del importante efecto del déficit público sobre los tipos nominales y reales de interés que se ha encontrado en el análisis empírico presentado en este trabajo. Por otra parte, conviene subrayar también que este resultado refuerza otros similares obtenidos para otros países. En el caso español, la mayor parte de trabajos sobre el tema lo ha confirmado —véase, por ejemplo, Mauleón y Pérez (1984), Mauleón (1987), y Raymond y Palet (1990). Por último, hay que resaltar que los resultados del estudio se han centrado en el impacto del desahorro público sobre la oferta agregada de ahorro, lo que, vía tipos reales de interés, afecta a la acumulación de capital y al crecimiento económico. Nada se ha discutido acerca del posible efecto vía demanda final de la expansión de la actividad pública, aunque es la opinión de los autores que, exceptuando los gastos de inversión, los efectos mencionados, en caso de ser positivos, son, en general, de corta duración.

En resumen, se han obtenido tres resultados relevantes en este trabajo: 1) el tipo nominal de interés responde a la tasa de inflación, pero no completamente, al menos en el corto y medio plazo; 2) los tipos nominales de interés en cada país, dentro de la UE, están estrechamente vinculados entre sí, y 3) el desahorro público afecta de manera clara, y al alza, a los tipos nominales y reales de interés. La conclusión fundamental, desde el punto de vista de la política económica, es que resulta posible favorecer el crecimiento mediante una política de aumento del ahorro público y, en consecuencia, de descenso del tipo real de interés, pero este esfuerzo, para manifestarse plenamente efectivo, debe ser coordinado, dado que el margen de maniobra individual de cada país es más limitado que si se emprende una acción conjunta. Una conclusión complementaria es que la reducción de la inflación puede ocasionar un incremento temporal de los tipos reales de interés (puesto que los tipos nominales no parecen recoger en el corto plazo enteramente las alzas, ni tampoco los descensos, de la tasa de inflación), y en este sentido puede tener un coste transitorio en términos de crecimiento. No obstante, este coste podría eliminarse si se instrumenta una política creíble de control inflacionista que, al incidir sobre las expectativas de inflación, favorezca el descenso de los tipos nominales de interés. En el mismo sentido puede operar una política coordinada y debidamente acompasada de saneamiento de las finanzas públicas en todos los países.

## BIBLIOGRAFÍA

- BALLABRIGA, F., y SEBASTIAN, M. (1993), «Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿Existe evidencia de causalidad?», *Revista Española de Economía*, vol. 10, n.º 2, págs. 283-306.
- BANERJEE, A.; DOLADO, J. J.; GALBRAITH, J. W., y HENDRY, D. F. (1993), *Cointegration, error correction and the econometric analysis of economic time series*, Oxford University Press.
- CEBULA, R. J.; BATES, K.; MARKS, L., y ROTH, A. (1988), «Financial market effects of federal government budget deficit», *Weltwirtschaftliches Archiv*, 4, págs. 729-733.
- CHEUNG, Y. W., y CHINN, M. D. (1996), «Deterministic, stochastic and segmented trends in aggregate output: A cross country analysis», *Oxford Economic Papers*, 48, págs. 134-162.
- CORREIA-NUNES, J., y STEMITSIOTIS, L. (1995), «Budget deficit and interest rates: Is there a link? International evidence», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57, págs. 425-449.
- CROWDER, W. J., y HOFFMAN, D. L. (1996), «The long run relationship between nominal interest rates and inflation: The Fisher equation revisited», *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 28, n.º 1, páginas 102-117.
- DAVIDSON, R., y MAC-KINNON, J. G. (1993), *Estimation and inference in econometrics*, Oxford University Press.
- ENGLE, R. J., y GRANGER, C. W. J. (1987), «Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing», *Econometrica*, 55, págs. 251-276.
- ESTEVE, V., y TAMARIT, C. R. (1995), «Déficit público, expectativas inflacionarias y tipos de interés nominales en la economía española», *Documento de Trabajo Fundación BBV*, Sección Sector Público.
- EVANS, P. (1985), «Do large deficits produce high interest rates?», *American Economic Review*, vol. 75, págs. 68-87.
- (1987a), «Do budget deficit raise nominal interest rates? Evidence from six countries», *Journal of Monetary Economics*, 20, páginas 281-300.
- (1987b), «Interest rates and expected future budget deficit in United States», *Journal of Political Economy*, 95, págs. 34-58.
- FELDSTEIN, M. (1986), «Budget deficit, tax rules and the real interest rates», *Working Paper*, n.º 1970, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, 02138, julio.
- FISCHER, S. (1992), «Growth: The role of macroeconomic factors», *Rivista di Politica Economica*, n.º 12, diciembre, págs. 441-469.
- FMI (1995a) «The global real interest rate», staff studies for the *World Economic Outlook*, septiembre, págs. 28-51.
- (1995b), «Saving behaviour in industrial and developing countries», staff study for the *World Economic Outlook*.
- HOELSCHER, G. (1983), «Federal borrowing and short run interest rates», *Southern Economic Journal*, 50, págs. 319-333.
- (1986), «New evidence on deficits and interest rates», *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 18, 1, págs. 1-17.
- HUTCHINSON, M. M., y PYLE, D. H. (1984), «The real interest rate-budget deficit link: International evidence, 1973-1982», *Federal Reserve Bank of San Francisco Review*.
- INDER, B. (1993), «Estimating long run relationships in economics: A comparison of different approaches», *Journal of Econometrics*, 57, páginas 53-68.
- MAKIN, J. (1983), «Real interest, money surprises, anticipated inflation and fiscal deficits», *Review of Economics and Statistics*, vol. 65, páginas 374-384.
- MASCARO, A., y MELTZER, A. (1983), «Long and short run interest rates in a risky world», *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, páginas 485-518.

MAULEÓN, I. (1987), «Determinantes y perspectivas de los tipos de interés», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 32, págs. 79-92.

MAULEÓN, I., y PÉREZ, J. (1984), «Interest rates determinants and consequences for macroeconomic performance in Spain», *Documento de Trabajo* n.º 8420, Servicio de Estudios del Banco de España.

MC CALLUM, B. T. (1976), «Rational expectations and estimation of econometric models: An alternative procedure», *International Economic Review*, 17, págs. 484-490.

MODIGLIANI, F. (1993), «Recent declines in saving: A life cycle perspective», en BALDASSARRI, M.; PAGANETTO, L., y PHELPS, E.S. (editores), *World saving, prosperity and growth*, St. Martin's Press.

MODIGLIANI, F., y JAPPELLI, T. (1988), «The determinants of interest rates in the Italian economy», *The Review of Economic Conditions in Italy*, 1, págs. 9-34.

PESARAN, M. H., y SMITH, R. (1995), «Estimation of long run relationships from dynamic heterogeneous panels», *Journal of Econometrics*, vol. 68, págs. 79-113.

PLOSSER, C. I. (1982), «Government financing decisions and asset returns», *Journal of Monetary Economics*, 9, págs. 325-352.

— (1987), «Fiscal policy and the term structure», *Journal of Monetary Economics*, 20, págs. 343-367.

RAYMOND, J. L. (1992), «La inflación dual en España: Comportamiento de los precios en los sectores industrial y de servicios», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 52-53, págs. 46-62.

— (1996), «El ahorro en España y en los países de la Unión Europea: Evolución reciente y sustitución entre ahorro público y privado», *Documentos de Trabajo*, n.º 120, Fundación FIES.

RAYMOND, J. L., y PALET, J. (1990), «Factores determinantes de los tipos reales de interés en España», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, número 43, págs. 144-160.

SPIRO, P. S. (1990), «The effects of government debt on short term real interest rates», *International Monetary Fund, Staff Papers*, volumen 37, págs. 881-891.

TANZI, V. (1985), «Fiscal deficits and interest rates in the United States: An empirical analysis, 1960-1984», *International Monetary Fund, Staff Papers*, vol. 32, n.º 4, págs. 551-576.

TANZI, V., y LUTZ, M. S. (1991), «Interest rates and government debt: Are the linkages global rather than national?», *International Monetary Fund, Working Paper*, n.º 6

TEASE, W.; DEAN, A.; ELMESKOV, J., y HOELLER, P. (1991), «Real interest rate trends: The influence of saving, investment and other factors», *OECD Economic Studies*, n.º 17, págs. 107-144.

ZELLNER, A. (1969), «On the aggregation problem: A new approach to a troublesome problem», en FOX, K.A. *et al.* (editores), *Economic models, estimation and risk programming: Essays in honor of Gerhard Titner*, Springer-Verlag, págs. 365-378.

## Resumen

Este trabajo analiza la relación entre ahorro público y tipos de interés a largo plazo en el contexto de los países de la Europa de los Quince, mediante la especificación de un modelo que hace intervenir distintas variables y que interpreta el tipo de interés como el precio de equilibrio entre la oferta y la demanda de ahorro. Llega a las siguientes conclusiones: 1) el desahorro público afecta de forma clara y al alza a los tipos de interés. 2) los tipos de interés en cada país, dentro de la UE, están estrechamente vinculados entre sí, y 3) el tipo nominal de interés responde a la tasa de inflación, pero no plenamente, al menos en el corto y medio plazo. Una implicación fundamental de política económica es que la potenciación del ahorro público favorece el crecimiento al posibilitar descensos de los tipos de interés. Por otro lado, la forma más efectiva de reducir los tipos de interés es a través de políticas coordinadas entre países y debidamente acompañadas de saneamiento de las finanzas públicas. Finalmente, se considera que los costes transitorios que una política de moderación inflacionista pueda ejercer en el corto y medio plazo sobre los tipos reales de interés, debido a la falta de traslación plena de inflación a tipos nominales de interés, pueden evitarse si se instrumenta una política creíble que, al incidir sobre las expectativas inflacionistas, favorezca el descenso de tipos.

**Palabras clave:** tipos de interés, ahorro público, tasa de inflación, precio de equilibrio, oferta de ahorro, demanda de ahorro, expectativas inflacionistas.

## Abstract

This paper analyses the relationship between public saving and long term interest rates in the context of the EU countries, through the specification of a model which includes different variables and which takes the interest rate as the equilibrium price between supply and demand of savings. It reaches the following conclusions: 1) public dissaving clearly affects interest rates, increasing them, 2) interest rates in each of the countries of the EU, are highly linked to each other, and 3) the nominal interest rate responds to the inflation rate, but not completely, at least in the short and medium term. A fundamental implication of economic policy is that the increase in public saving favours growth because it allows interest rates to decrease. On the other hand, the most effective way to reduce interest rates is by the coordination of policies between countries, which must be accompanied by the reorganisation of their public finances. Finally, it considers that the transitory costs that a policy to keep inflation down can cause in the short and medium term on real interest rates, due to the absence of full translation of inflation to the nominal interest rates, can be avoided if the policy used is credible, as this would act upon the inflation expectations, favouring the fall in interest rates.

**Key words:** interest rates, public saving, inflation rate, equilibrium price, savings supply, savings demand, inflation expectations.

**JEL classification:** E21, E43.