

FACTORES DETERMINANTES DE LOS TIPOS REALES DE INTERÉS EN ESPAÑA

A partir de 1977 se inicia un proceso de elevación de los tipos reales de interés en la economía española que dura hasta nuestros días. El objetivo del presente artículo de **José Luis Raymond** y **José Palet** es determinar qué factores explican ese crecimiento. A partir de un modelo que integra las tres variables que han sido destacadas como fundamentales por la literatura —déficit del sector público, política monetaria y rentabilidad de la inversión—, los autores constatan que es posible encontrar explicación a esta dinámica de los tipos reales de interés, explicación en la que destaca el significativo papel jugado por el déficit del sector público (*).

I. INTRODUCCION

El incremento de los tipos de interés que se ha producido en la mayoría de las economías occidentales a fines de la década de los setenta, y hasta mediados de los ochenta, ha renovado la preocupación por el estudio de los mecanismos causales que los determinan.

Tres han sido los hipotéticos factores de variación de los tipos que han suscitado mayor análisis por parte de los economistas: el déficit público, las variaciones en la rentabilidad del capital y la política monetaria. Procedemos a continuación a repasar brevemente algunos trabajos relevantes tendentes a evaluar la influencia de estos factores.

El déficit público ha sido considerado con frecuencia el principal responsable de la elevación de los tipos de interés, aunque no existe consenso entre los economistas acerca de tal vinculación. La que se ha dado en llamar «visión convencional» (Modigliani y Jappelli, 1988) defiende que un aumento del déficit deprime el ahorro agregado de la economía, presionando los tipos al alza y

reduciendo la inversión. Este resultado puede derivarse en el marco del modelo IS-LM y es perfectamente conocido: un aumento del déficit desplaza a la curva IS a la derecha, dando lugar a un nuevo equilibrio con un tipo de interés nominal mayor. Podemos tomar el modelo IS-LM como una buena aproximación de lo que ocurre en el corto plazo, pero la variación de los tipos de interés a largo plazo dependerá de las expectativas que se formen sobre el efecto a largo plazo de la reducción del ahorro. Blanchard y Summers (1984) sostienen que a largo plazo el *stock* de capital se ajustará a un nivel inferior, asociado a una productividad marginal mayor y, en consecuencia, a un tipo de interés también mayor. La magnitud de esta variación dependerá, lógicamente, de la elasticidad de la demanda de capital a largo plazo respecto al tipo de interés (1). Estimaciones realizadas por estos autores para el caso de los Estados Unidos ha dado resultados indicativos de que se necesitan variaciones muy sustanciales del *stock* de capital para originar incrementos significativos de los tipos de interés.

Las decisiones de consumo no dependen exclusivamente de la renta corriente, sino que los agentes contemplan un horizonte temporal relativamente amplio. Por tanto, en la medida en que los consumidores asocien tipos impositivos futuros más elevados a déficit corrientes, los efectos de éstos sobre el ahorro serán menores. Barro (1974) sostiene que si las economías domésticas contemplan en sus preferencias el bienestar de las generaciones futuras, pueden reaccionar a un aumento del déficit con una reducción equivalente en el consumo. En efecto, bajo la hipótesis de mercados de capitales perfectos, el déficit corriente equivale al valor presente de los impuestos futuros, de modo que ahorrar el propio volumen del déficit resulta suficiente para pagar el servicio futuro de éste. Esta hipótesis es conocida como el «teorema de equivalencia ricardiana», y ha hallado soporte empírico en trabajos de algunos autores, entre los que destaca Evans (1985). Otros, en cambio, han obtenido evidencia en contra de la hipótesis de Barro. Tal es el caso de Feldstein (1986), para la economía de Estados Unidos, y de Raymond y González-Páramo (1987), para España.

La condición de equilibrio de los mercados financieros es que, excepto por los efectos de la aversión al riesgo, el rendimiento esperado ha de ser el mismo para todos los activos. Por tanto, los tipos de interés a largo plazo deben incorporar la información relativa a los tipos a corto plazo futuros

y, en consecuencia, a las variables que en el futuro puedan afectarlos. Los déficit futuros aparecen, pues, como posibles fuentes de oscilación de los tipos, y han sido objeto de atención por parte de algunos autores. Entre los que han defendido con mayor énfasis el papel desempeñado por los déficit futuros en la determinación de los tipos de interés destaca Martin S. Feldstein. En concreto, Feldstein considera el déficit estructural esperado como la variable clave, entendiéndose por déficit estructural aquél que se produciría si la economía se hallase en su nivel potencial. A su vez, el nivel potencial de *output* puede definirse como el que se alcanzaría si la tasa de paro correspondiese a su nivel NAIRU, es decir, la mínima tasa de paro compatible con procesos no acelerados de inflación. Feldstein (1986) ha obtenido resultados acordes con la hipótesis planteada, en detrimento de los déficit corrientes como determinantes de los tipos. Evans (1985, 1987a y b), por su parte, ha obtenido evidencia en contra de los déficit esperados (también de los déficit corrientes, como se ha comentado).

La utilización del déficit estructural plantea, sin embargo, dificultades en períodos prolongados de alejamiento de la economía de su senda potencial, puesto que en este caso se está infravalorando la magnitud del mismo y su efecto sobre las variables económicas. En este sentido, parece más apropiada la consideración del déficit esperado cíclicamente ajustado, alternativa que defienden, entre otros, Blanchard y Summers (1984).

Otro factor aducido con frecuencia para explicar la elevación de los tipos de interés en la década de los ochenta es el aumento de la demanda de fondos originado por una mejora en la rentabilidad del capital. Este componente ha sido también enfatizado por Blanchard y Summers (1984) para el caso de la economía de los Estados Unidos. La ventaja de este planteamiento es su capacidad para explicar un período de fuertes aumentos en los tipos reales de interés acompañados por incrementos muy significativos de los precios en los mercados de valores. Una mejora de la rentabilidad supone, a corto plazo, un desplazamiento a la derecha de la curva IS, con la consiguiente elevación de los tipos y de la inversión. Como señalan Blanchard y Summers, el efecto a largo plazo es más complejo. El *stock* de capital se ajustará a un nivel mayor, asociado a una productividad marginal más baja. El signo del efecto global es, por tanto, *a priori*, ambiguo, dependiendo de si la mayor rentabilidad inicial compensa el aumento del *stock* de capital y, por tanto, la disminución de la productividad marginal. Existe,

además, otra fuerza que opera con signo contrario al del efecto inicial. Como ha señalado Mauleón (1987), en la medida en que una mayor rentabilidad supone para las empresas ver mejorada su capacidad de autofinanciación, la necesidad de acudir al mercado para demandar crédito disminuye. Este efecto puede ser significativo para el caso de la economía española a partir de 1984.

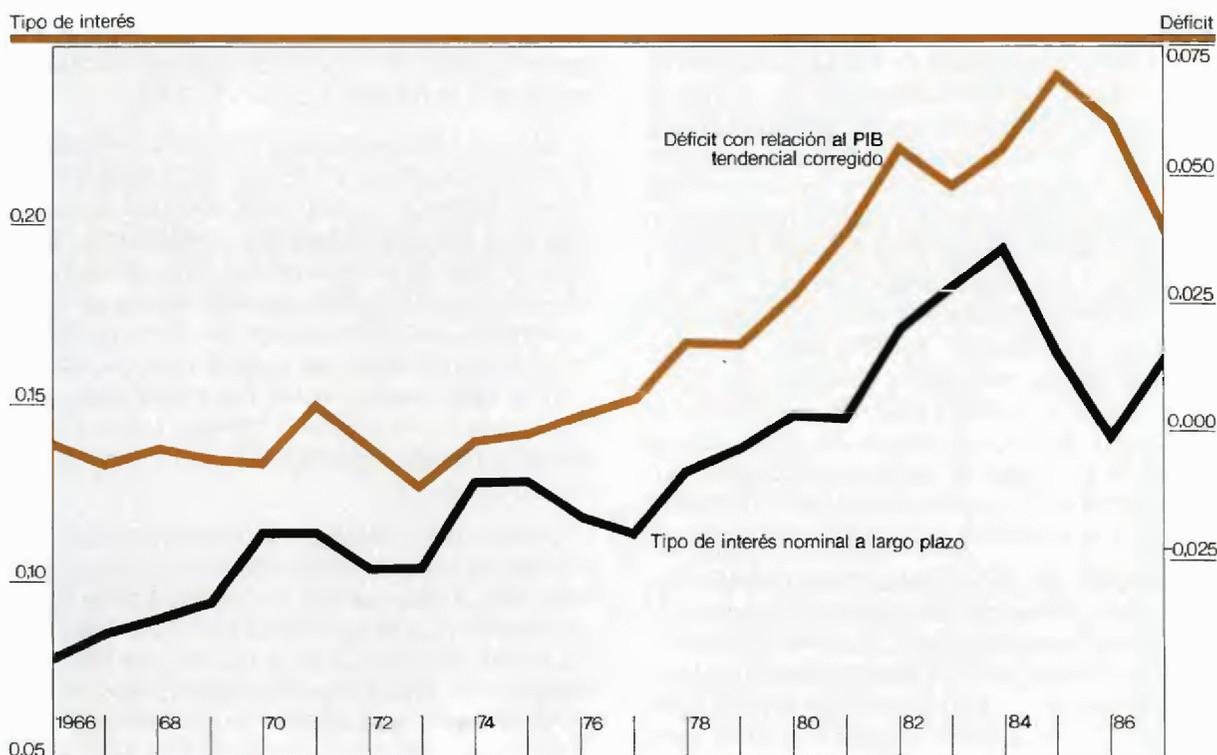
Queda, finalmente, referirnos a los efectos de la política monetaria. La teoría de la neutralidad del dinero defiende, como es sabido, que las variaciones en la cantidad de dinero no afectan a las variables reales de la economía, sino únicamente al nivel de precios (entre aquéllas se encuentran, lógicamente, los tipos reales de interés). Existe un relativo consenso acerca de la neutralidad del dinero a largo plazo, aunque a corto plazo parece existir evidencia empírica clara en torno a los efectos de la política monetaria sobre las variables reales de la economía.

Cabe también destacar otro aspecto. Una política monetaria expansiva hoy (que, por ejemplo, rebase el objetivo fijado para el crecimiento de la cantidad de dinero) puede ser interpretada por los agentes económicos como el anuncio de una política restrictiva en el futuro. En algunos estudios realizados para distintas economías europeas, se ha dado como resultado un signo negativo para el coeficiente de la variable monetaria, lo que a menudo ha sido interpretado como una consecuencia del efecto descrito (ver Mauleón, 1987).

El objeto de este trabajo es examinar, para el caso de la economía española, el papel que los factores comentados (déficit público, cantidad de dinero y productividad del capital) han podido desempeñar en la elevación de los tipos reales de interés que se inicia a partir de 1977. Nuestra pretensión es centrarnos, básicamente, en el déficit del sector público, planteando una formulación similar a la propuesta por Feldstein (1986), en la que la variable clave explicativa de la elevación de los tipos de interés en Estados Unidos estaba constituida por el valor esperado de los déficit futuros estructuralmente ajustados.

En este sentido, en la sección II se describen, por medio del análisis gráfico, los principales datos del problema referidos a las variables utilizadas. La sección III ofrece un marco conceptual que permite formular una ecuación explicativa de los tipos de interés, en la que intervienen las variables comentadas y sus valores futuros esperados. La sección IV se ocupa de obtener una definición

GRAFICO 1
TIPO DE INTERES Y DEFICIT CON RELACION AL PIB TENDENCIAL CORREGIDO



Nota: El gráfico está elaborado con duplicidad de escalas para facilitar la interpretación.

alternativa de déficit (concretamente, el déficit cíclicamente ajustado) que permite eliminar los efectos a corto plazo que sobre éste tienen las desviaciones transitorias del nivel de actividad económica. Esta definición de déficit es precisamente la utilizada en la sección V, en la cual se procede a estimar una ecuación explicativa de los tipos reales de interés a largo plazo en España. Finalmente, un resumen y unas conclusiones, recogidos en la sección VI, cierran el contenido de este estudio.

II. PRINCIPALES HECHOS

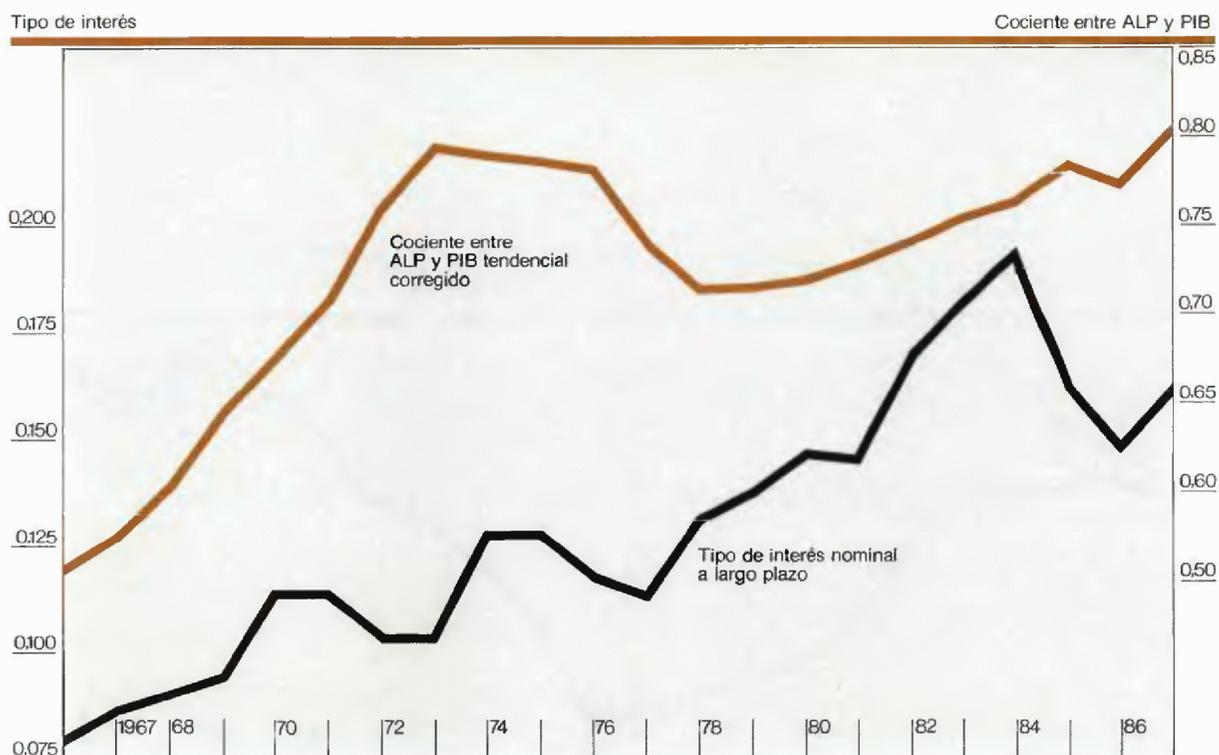
Esta sección recoge, a través de gráficos, la evolución de los tipos de interés en España para el período 1966-1987 y de las principales variables que se consideran susceptibles de explicar su comportamiento.

Una variable señalada con reiteración por distintos autores como responsable de los tipos de interés elevados es el déficit del sector público.

A efectos de obtener la proporción del déficit con respecto al PIB, es frecuente utilizar el PIB potencial, lo que permite la «exogeneidad» a corto plazo del denominador de la relación.

Medir el PIB potencial puede resultar una tarea sustancialmente compleja (véase Fondo Monetario Internacional, 1987). Una alternativa simple es la ofrecida por el método de las «crestas», popularizado por la Brookings Institution. La idea que subyace al planteamiento es representar gráficamente la evolución del PIB y unir las diferentes crestas. La línea recta que une tales crestas se identifica con el PIB potencial. Si bien esta definición de PIB potencial puede resultar, en determinados contextos, excesivamente ingenua, tiene utilidad a efectos

GRAFICO 2
ALP Y TIPOS DE INTERES



Nota: El gráfico está elaborado con duplicidad de escalas para facilitar la interpretación.

de obtener un «PIB tendencial corregido» que satisficiera la hipótesis de exogeneidad. Es decir, un PIB no ligado a factores de tipo coyuntural e independiente de la perturbación aleatoria.

Situados a principios de 1990, no se dispone de información para determinar la última cresta. A este respecto, se ha supuesto que este año 1990 representa la correspondiente cresta final. Esta es una decisión que incorpora una apreciable dosis de subjetivismo, si bien, en general, las conclusiones del trabajo son poco sensibles a elecciones alternativas.

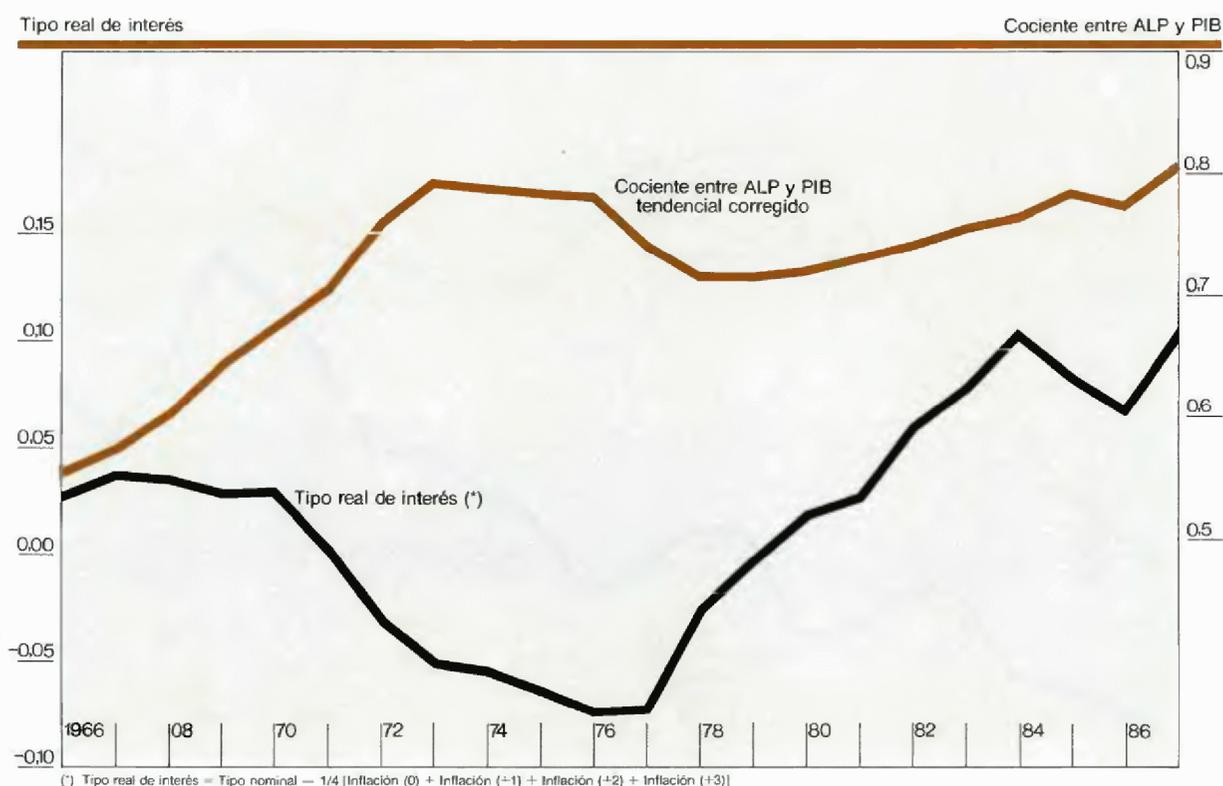
Como variable representativa de los tipos de interés nominales a largo plazo, se ha utilizado la tasa de rentabilidad interna de las obligaciones eléctricas, serie publicada por el *Boletín Estadístico* del Banco de España. Esta es la serie más larga disponible de las expresivas del tipo de interés a

largo plazo. Cabe destacar que entre todas ellas existe una muy apreciable correlación, de suerte que los resultados también son poco sensibles a la alternativa seleccionada.

Tal como el gráfico 1 recoge, la asociación entre tipos nominales de interés a largo plazo y déficit del sector público con relación al PIB tendencial corregido es bastante acusada.

A la vista de este gráfico, se comprueba que la crisis de 1974 marca el inicio de una política de déficit público. En efecto, la absorción por el sector público de parte de los costes de la crisis (subvenciones a empresas con pérdidas, transferencias en concepto de seguro de desempleo, ...), junto a la explosión de demandas sociales insatisfechas a partir de 1977 en el contexto de la «nueva democracia», explican la expansión del gasto público financiado con déficit (véase Raymond y González-

GRAFICO 3
ALP Y TIPOS REALES DE INTERES



Nota: El gráfico está elaborado con duplicidad de escalas para facilitar la interpretación.

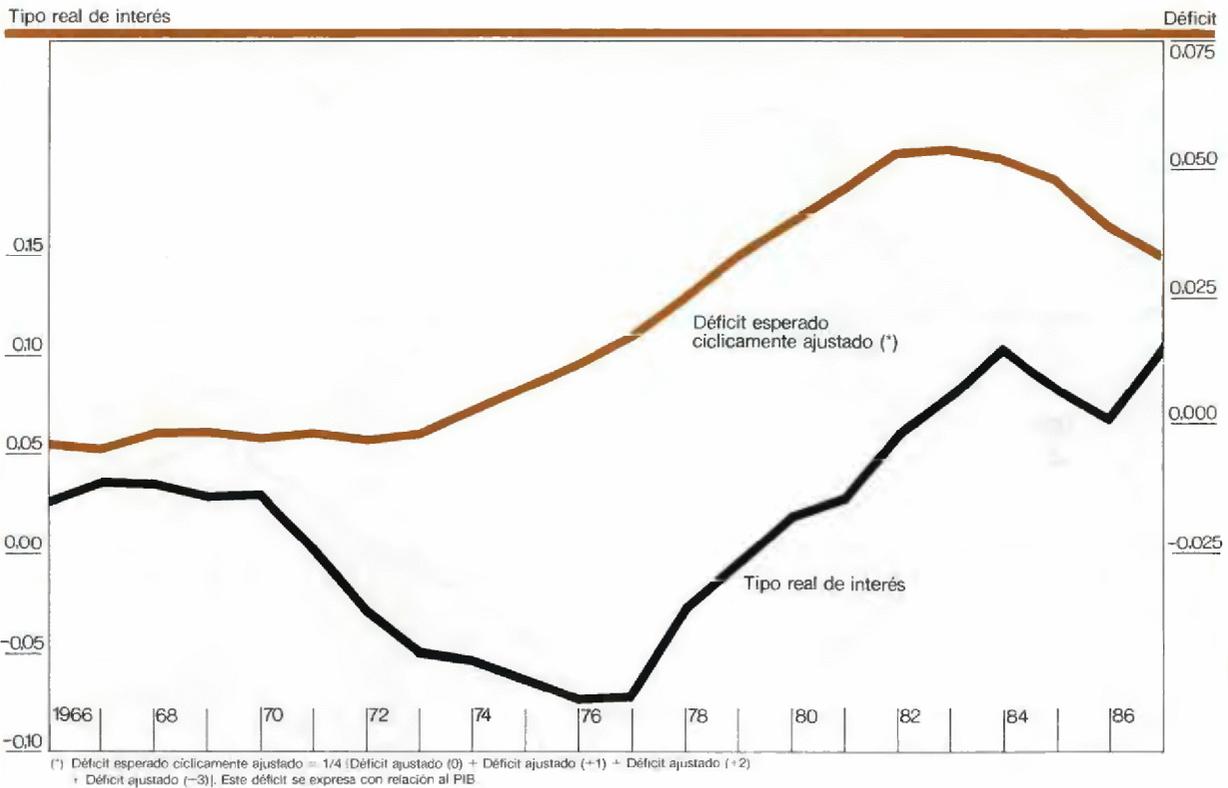
Páramo, 1988). Aparentemente, el déficit permite eludir el «precio» del gasto público. No obstante, de hecho, el déficit no es más que un pago, en parte encubierto —vía efecto desplazamiento de la inversión privada, debido al probable efecto inducido sobre los tipos de interés— y en parte aplazado, que deberá satisfacerse a través de mayores impuestos futuros.

Otra variable en ocasiones aducida para explicar la elevación de los tipos de interés es la política monetaria. Es difícil delimitar para un largo periodo de tiempo la variable instrumental utilizada por la autoridad monetaria para implementar la correspondiente política. En este trabajo, se ha optado por considerar el *ratio* entre ALP (activos líquidos en manos del público) y el valor a precios corrientes del PIB tendencial corregido, como expresivo del grado de expansividad o contractividad de la polí-

tica monetaria. El gráfico 2 ofrece la correspondiente información. En este caso, a diferencia de lo que ocurría con el déficit del sector público, la asociación entre ambas variables no se aprecia con claridad. De hecho, hasta 1974 la relación entre ALP y PIB tendencial corregido ha seguido una senda expansiva, y a partir de esta fecha se estabiliza. No obstante, lo que determina el papel, en cierta forma, restrictivo de la política monetaria es el déficit del sector público. En efecto, a partir de 1974 unos mismos saldos de activos líquidos con relación al PIB deben servir para financiar un sector privado y un déficit público creciente. Dado que el déficit detrae recursos, la financiación del sector privado experimenta un cierto recorte.

Por otro lado, al considerar tipos nominales de interés, se da otro fenómeno. En concreto, el derivado del efecto de la cantidad de dinero sobre la

GRAFICO 4
DEFICIT ESPERADO CICLICAMENTE AJUSTADO Y TIPOS REALES DE INTERES



(*) Déficit esperado cíclicamente ajustado = 1/4 [Déficit ajustado (0) + Déficit ajustado (+1) + Déficit ajustado (+2) + Déficit ajustado (-3)]. Este déficit se expresa con relación al PIB.

Nota: El gráfico está elaborado con duplicidad de escalas para facilitar la interpretación.

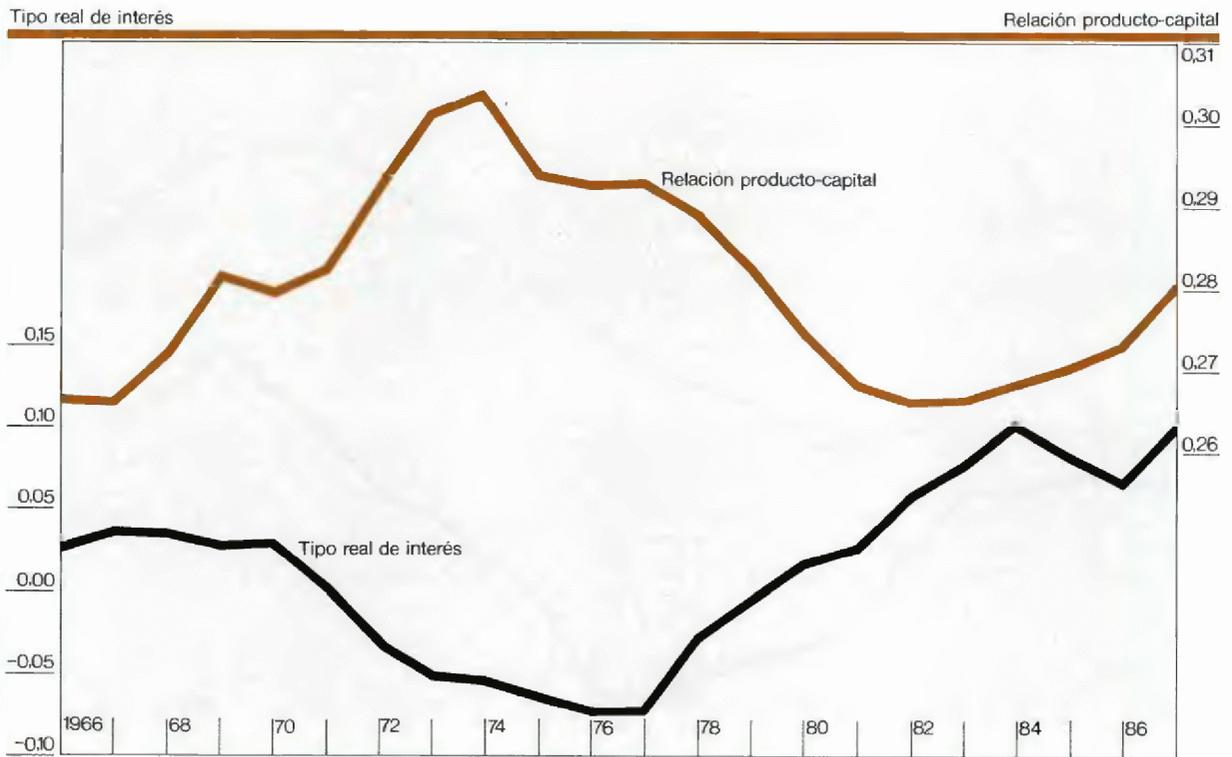
tasa de inflación. Si una expansión monetaria deja invariable el tipo nominal de interés y aumenta la tasa de inflación, está contribuyendo a reducir el tipo real de interés, que es la variable clave que tratamos de explicar. En consecuencia, parece más adecuado analizar el efecto de la política monetaria sobre el tipo real de interés.

Tradicionalmente, el tipo real de interés se obtiene restando al tipo nominal la inflación corriente. No obstante, en puridad de conceptos, debe tratarse de la inflación futura esperada. Por otro lado, si el tipo de interés es a largo plazo, la inflación debe hacer referencia a un lapso temporal suficientemente dilatado, acorde con la vida del activo que se considera. Después de ensayar distintos ajustes autorregresivos de la inflación para predecir su evolución futura, se optó por sustituir la inflación futura esperada por la observada. En efecto, simples

esquemas autorregresivos pueden constituir un proceso de formación de expectativas excesivamente ingenuo en un período en el que ha habido Pactos de la Moncloa o fijación clara de objetivos de inflación por la autoridad económica. Además, al examinar las distintas alternativas, se comprobó que los resultados no mostraban, en general, diferencias apreciables. Al seguir la estrategia descrita (sustitución de la inflación predicha por la observada), el tipo real de interés se observa con error. No obstante, si las expectativas se aproximan a la racionalidad, estos errores no deben ser importantes ni sistemáticos, ni mostrar apreciables correlaciones con la información disponible en cada período de tiempo.

Dos decisiones adicionales hacen referencia al número de períodos a considerar y a las ponderaciones asignadas a la inflación futura. Arbitraria-

GRAFICO 5
RELACION PRODUCTO-CAPITAL Y TIPOS REALES DE INTERES



Nota: El gráfico está elaborado con duplicidad de escalas para facilitar la interpretación.

mente, la inflación hace referencia a los períodos cero, uno, dos y tres (es decir, se consideran cuatro períodos) y las ponderaciones asignadas fueron uniformes (de «0,25» a cada una de ellas). Modificar el número de períodos considerados o el esquema de ponderaciones introducía también poca diferencia en los resultados obtenidos.

El gráfico 3, que recoge la evolución de los tipos reales de interés frente a la política monetaria, pone de manifiesto una caída de tipos durante el período en que la relación ALP-PIB es creciente. Es más, el tipo real de interés alcanza cotas negativas. Cuando la relación ALP-PIB prácticamente se estabiliza y el déficit del sector público irrumpe en el panorama económico español, el tipo de interés experimenta una muy sensible elevación.

Con respecto al déficit del sector público, como

en la sección primera se ha indicado, la variable explicativa de los tipos reales de interés a largo plazo puede estar constituida por el déficit esperado. Adicionalmente, es aconsejable utilizar el concepto de déficit esperado cíclicamente ajustado. Es decir, el valor del déficit corregido por las desviaciones transitorias del nivel de actividad económica respecto de la senda de expansión a largo plazo. En la sección siguiente se justifica tal forma de proceder, y en la sección IV se describe la metodología seguida para obtener el déficit ajustado cíclicamente. Una vez determinada esta variable, las expectativas se han sustituido por valores observados. La lógica del planteamiento es la ya descrita al referirnos a la evaluación de los tipos reales de interés. En cuanto al número de períodos contemplados y a las ponderaciones seleccionadas, también se ha seguido igual criterio. Es decir, cuatro períodos y ponderaciones uniformes.

El gráfico 4 contrapone esta definición del déficit al comportamiento de los tipos reales de interés. La evolución del déficit y de los tipos reales de interés muestra un apreciable paralelismo hasta 1986. Esta variable, junto a la monetaria, permite razonar la historia de lo acontecido hasta esta fecha. No obstante, 1987 constituye una observación atípica. Ni la variable fiscal ni la monetaria contempladas justifican la elevación de los tipos que en este año se produjo. El motivo estriba en que, en 1987, el instrumento de control monetario seleccionado cambió, de forma que se actuó directamente sobre el tipo de interés de los créditos de regulación monetaria. Se procedió a su elevación discrecional, lo que se tradujo en una elevación de los distintos tipos de interés de la economía (véase Banco de España, 1988). Adicionalmente, los elevados tipos de interés propiciaron la entrada de capital exterior, lo que frustró el deseo de las autoridades monetarias de controlar la liquidez del sistema a través del precio del dinero. Como ya se ha indicado previamente, un tratamiento más adecuado de la política monetaria exigiría identificar directamente los mecanismos de control —o instrumentos— de la autoridad monetaria. Los cambios estructurales que al respecto se han producido a lo largo del dilatado lapso temporal considerado (años 1966 a 1987) hacen que la variable seleccionada deba ser considerada sólo como una *proxy* imperfecta.

Por último, una variable que lógicamente debe condicionar la evolución de los tipos de interés es la propia rentabilidad de la inversión. La siguiente sección justifica más detenidamente el papel de esta variable. No obstante, no se dispone de una medida adecuada de esta rentabilidad. Como aproximación, se ha utilizado la relación *output-capital*. En definitiva, esta relación, en el contexto de una función de producción Cobb-Douglas, es proporcional a la productividad marginal del capital. Para su obtención, se ha partido de las relaciones capital-producto que se detallan en Raymond (1989a).

El gráfico 5 presenta la correspondiente información. A la vista del mismo se comprueba que la productividad aparente del capital (es decir, el *ratio output-capital*) es creciente hasta 1974. Con el advenimiento de la crisis económica, esta productividad aparente desciende de forma muy acusada, hasta alcanzar un mínimo en 1982. A partir de esta fecha, experimenta una progresiva elevación. De forma aislada, es evidente que esta variable es incapaz de explicar la evolución de los tipos reales de interés. No obstante, cuando se conjuga con el

déficit del sector público y la política monetaria resulta claramente significativa. Además, puede ser, en parte, responsable del aumento y sostenimiento de elevados tipos a partir de 1986.

En resumen, los «hechos» comentados permiten destacar los siguientes extremos:

a) En primer lugar, tal como el gráfico 1 pone de manifiesto, la asociación entre tipos nominales de interés y déficit con relación al PIB es muy notoria, sobre todo hasta 1986. Por otro lado, este gráfico evidencia un cierto «adelantamiento» del déficit con relación a los tipos de interés, lo que da cierto soporte a la consideración del «déficit esperado» como determinante de tales tipos. En cualquier caso, lo acontecido en 1987 se configura como observación, en cierta forma atípica, en el contexto de las variables contempladas.

b) Al considerar los tipos reales de interés, el gráfico 4 sigue mostrando una apreciable asociación entre el valor del déficit esperado ajustado cíclicamente y los tipos de interés reales.

c) A grandes rasgos (véase gráfico 3), períodos de expansión monetaria (medida a través de la evolución del cociente entre ALP y PIB tendencial corregido) están asociados a bajos tipos reales de interés. El endurecimiento de la política monetaria, aunado al déficit público, se corresponde con elevaciones de los tipos reales de interés.

d) Finalmente, una *proxy* de la rentabilidad del capital, medida por su productividad aparente, puede contribuir a explicar los elevados tipos de interés actuales (véase gráfico 5).

En cualquier caso, la consideración de variables «dos a dos» no permite aislar efectos. Se impone, por tanto, la estimación de una ecuación global que conjugue todos estos elementos. Antes es preciso, no obstante, ofrecer el soporte analítico del modelo implícitamente considerado, aspecto al que se dedica la siguiente sección.

III. MARCO TEORICO

La ecuación que se estima parte de un modelo sencillo de determinación de la renta y el tipo de interés a corto plazo (precios exógenos), en el que se introduce una ecuación de arbitraje para la determinación de los tipos de interés a largo plazo, y donde las variables se expresan con relación al PIB tendencial corregido.

El modelo viene dado por:

$$\text{Definición PIB: } \frac{Y}{Y^p} = C \left(\frac{Y - T}{Y^p} \right) + \frac{I}{Y^p} + \frac{G}{Y^p} \quad [1]$$

$$\text{Ecuación L.M.: } \frac{m}{Y^p} = L \left(\frac{Y}{Y^p}, r \right) \quad [2]$$

$$\text{Función de inversión: } \frac{I}{Y^p} = I \left(\left[\frac{Y}{K} \right], \left[\frac{Y}{K} \right]^e, r, r^e \right) \quad [3]$$

donde «Y» expresa el PIB, «Y^p» el PIB tendencial corregido, «m» los saldos reales, «r» el tipo de interés real a corto plazo, «r^e» el valor esperado para períodos futuros de los tipos de interés a corto plazo, «I» la inversión, «G» el nivel de gasto público y «T»

los impuestos. En cuanto a « $\left(\frac{Y}{K}\right)^e$ » refleja expectativas de los valores futuros de la productividad aparente del capital.

Los aspectos del modelo que merecen destacarse son los siguientes:

- Las expectativas sobre los valores futuros de las variables económicas tienen un papel relevante, dado el carácter intertemporal de las decisiones que toman los agentes. Si las empresas maximizan el valor presente de los flujos de caja futuros, al tomar sus decisiones de inversión deberán formar expectativas acerca de la evolución, entre otros, de los tipos de interés y, por tanto, de las variables que en el futuro puedan determinarlos.
- La productividad aparente del capital, medida por el *ratio* « $\left(\frac{Y}{K}\right)$ », y que aparece en el modelo como una variable explicativa de la inversión, pretende recoger el efecto de las variaciones en la productividad del capital. En efecto, si se supone una función de producción Cobb-Douglas, la productividad marginal del capital es proporcional a su productividad aparente, lo que justifica la decisión adoptada.
- La medición del efecto de la política monetaria queda diluido al tomar directamente el valor de los saldos reales. La endogeneización del nivel de precios requeriría, lógicamente, la consideración de una ecuación de oferta, cuya inclusión podría suponer una extensión natural del trabajo.

Finalmente, suponiendo una propensión al consumo no muy alejada de la unidad, puede obtenerse como aproximación la siguiente forma reducida o solución del sistema:

$$r = \varnothing \left(D, \left[\frac{m}{Y^p} \right], \left[\frac{Y}{K} \right], \left[\frac{Y}{K} \right]^e, r^e \right) \quad [4]$$

en donde el déficit del Presupuesto con relación al PIB tendencial corregido viene reflejado por «D».

Añadiendo una condición de arbitraje:

$$R = R(r, r^e) \quad [5]$$

en donde «R» es el tipo de interés real a largo plazo, es factible operar con [4] y [5] y obtener:

$$R = f \left(D, D^e, \left[\frac{m}{Y^p} \right], \left[\frac{m}{Y^p} \right]^e, \left[\frac{Y}{K} \right], \left[\frac{Y}{K} \right]^e \right) \quad [6]$$

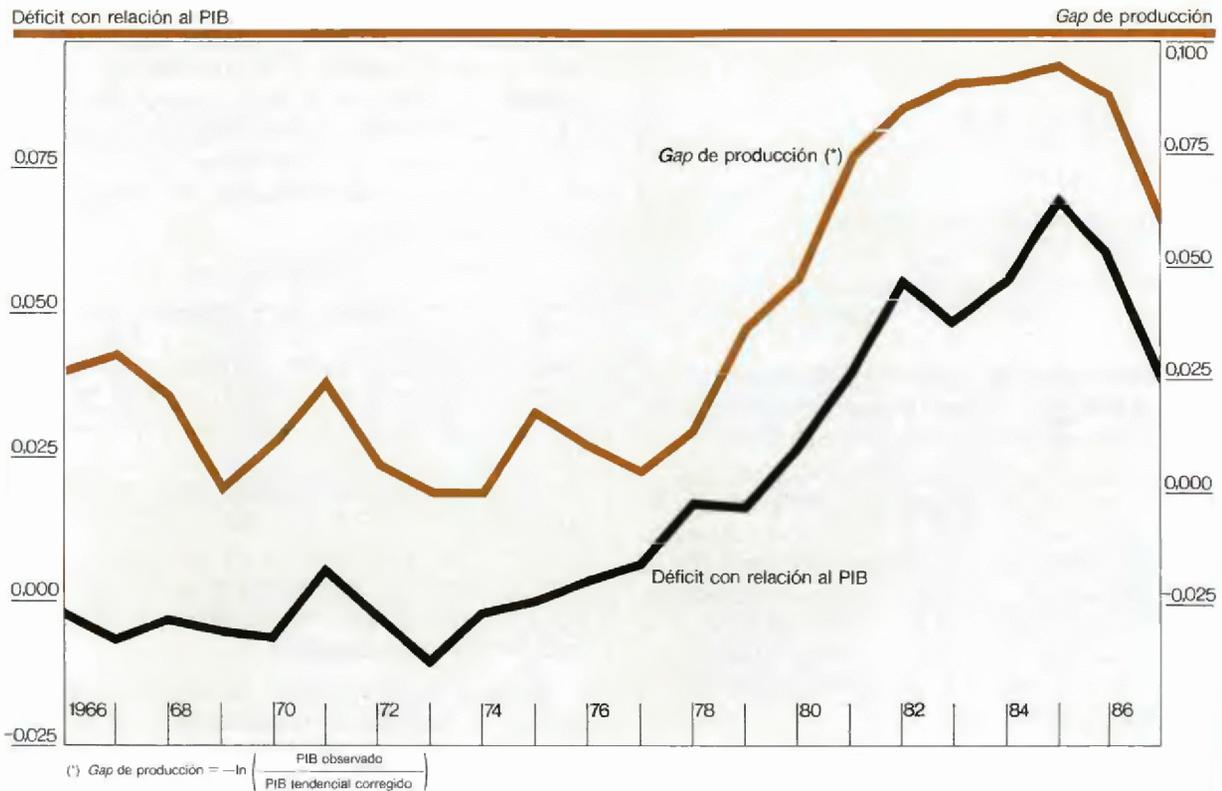
en donde el tipo de interés a largo plazo pasa a depender de los valores observados y futuros esperados de las distintas variables explicativas.

A efectos de estimación, cabe señalar, no obstante, que el crecimiento relativamente regular en la evolución de algunas variables, así como problemas derivados de multicolinealidad y de falta de grados de libertad, imposibilitan separar los efectos que se desprenden de los valores esperados y de los observados. La ecuación finalmente seleccionada, que se presenta en la sección V, supone la linealidad e incluye sólo expectativas del déficit. Esta alternativa es la propuesta por diversos autores, entre los que cabe destacar a Feldstein (1986).

Con respecto a la medición del déficit esperado, una forma de lograr implícitamente alargar el horizonte temporal de la predicción es su evaluación atendiendo a la senda regular de expansión de la economía; es decir, utilizando el concepto de déficit cíclicamente ajustado. El déficit cíclicamente ajustado se determina midiendo su magnitud en los puntos medios del ciclo, y equivale a descontar del déficit observado las desviaciones transitorias, positivas o negativas, derivadas de una coyuntura temporalmente expansiva o contractiva. A este respecto, cabe resaltar que, aunque el déficit corriente sea positivo, si el ajustado cíclicamente es nulo, a largo plazo el déficit «acumulado» tenderá a ser cero, dado que si la política presupuestaria se mantiene invariable, el déficit presente quedará aproximadamente compensado por superávit futuros.

Feldstein (1986) emplea el concepto de déficit estructural, que se obtiene al medir el déficit atendiendo al PIB potencial. No obstante, dado que a largo plazo la economía se halla, como promedio, por debajo del PIB potencial, parece más razonable evaluar el déficit en los «puntos medios» del ciclo.

GRAFICO 6
DEFICIT CON RELACION AL PIB Y GAP DE PRODUCCION



Nota: El gráfico está elaborado con duplicidad de escalas para facilitar la interpretación.

A efectos de estimación, sin embargo, ambas definiciones del déficit son prácticamente coincidentes, dado que el déficit estructural puede aproximarse por un «desplazamiento vertical» del ajustado cíclicamente, efecto que quedaría recogido por el correspondiente término «constante» de la ecuación.

IV. MEDICION DEL DEFICIT CICLICAMENTE AJUSTADO

La variable fiscal explicativa de los tipos de interés, como se ha destacado en la sección precedente, es el déficit después de descontar las desviaciones transitorias del *output* de su senda de expansión a largo plazo. Calcular el déficit ajustado

cíclicamente comporta, pues, las dos fases siguientes:

- a) Obtención de las desviaciones del *output* de su senda de expansión a largo plazo.
- b) Obtención de los efectos del nivel de actividad sobre el déficit, con objeto de evaluar este déficit de acuerdo con la senda de expansión a largo plazo de la economía, previamente determinada.

Con respecto al primer punto, el método seguido ha consistido simplemente en estimar una regresión del logaritmo del PIB sobre dos tendencias temporales: la primera toma el valor unitario en 1966 y 24 en 1990; la segunda toma valores cero desde 1966 hasta 1974, valor unitario en 1975 y 15 en 1990. Los valores «predichos» se consideran re-

CUADRO N.º 1

VARIABLE DEPENDIENTE: DEFICIT/PIB

Variables explicativas	Coefficientes	Estadísticos «t»
Constante	-0,0189	7,82
$\ln \left(\frac{\text{PIB observado}}{\text{PIB tendencial corregido}} \right)$	-0,482	9,10
Tendencia temporal	0,00164	5,84

Coefficiente de determinación «ajustado» $\bar{R}^2 = 0,957$.
 Estadístico Durbin-Watson D.W. = 2,29.
 Error *standard* estimación S.E. = 0,00539.

presentativos del PIB ajustado cíclicamente. Los resultados son prácticamente coincidentes con los del PIB tendencial corregido, pero con la diferencia de que la línea expresiva del PIB cíclicamente ajustado está ligeramente desplazada hacia abajo, de forma que, para la totalidad del período, la suma de residuos (referidos a los logaritmos del PIB) es «cero». Esta medición del PIB cíclicamente ajustado, a pesar de su simplicidad, es útil, dado que, a efectos de obtener el correspondiente déficit, interesa que a largo plazo los ajustes «positivos» se compensen con los «negativos».

La fase siguiente consiste en determinar los efectos del nivel de actividad económica sobre el déficit del sector público. La metodología seguida reproduce la de Raymond (1989b).

En efecto, el gráfico 6 recoge la evolución desde 1966 hasta 1987 del déficit con relación al PIB y de

«menos» el logaritmo del cociente «PIB observado-PIB tendencial corregido». Este *ratio* se interpreta como el *gap* de producción y, tal como visualmente se comprueba, el grado de asociación entre las dos variables resulta notorio. Es decir, al alejarse la economía de su senda de expansión tendencial corregida (es decir, desplazada hacia los puntos de «máximo»), el déficit tiene tendencia a aumentar, debido, en parte, a la caída «automática» de los ingresos, y en parte al aumento de ciertas partidas de gastos, tales como subvenciones a empresas con pérdidas o transferencias en concepto de seguro de desempleo.

El cuadro n.º 1 detalla los resultados de la estimación en «niveles» de la relación «déficit sobre PIB» como variable dependiente y el logaritmo del *gap* de producción como explicativa. El coeficiente estimado es de «0,48», lo que significa que un alejamiento de un 1 por 100 entre PIB observado y PIB tendencial corregido se traduce en un incremento de 0,48 puntos porcentuales del déficit con relación al PIB. Por otro lado, empíricamente se comprueba la necesidad de introducir una tendencia temporal que recoja el aumento del déficit no ligado al alejamiento entre PIB observado y PIB tendencial corregido.

Dada la simplicidad de la ecuación postulada, puede ser conveniente proceder a su estimación en incrementos para confirmar que, efectivamente, el coeficiente estimado no experimenta una sensible modificación. En efecto, de tratarse de una regresión espuria, el paso de niveles a incrementos podría alterar muy acusadamente el coeficiente estimado (véase Granger y Newbold, 1974; o Plosser y Schwert, 1978). El cuadro n.º 2 confirma que

CUADRO N.º 2

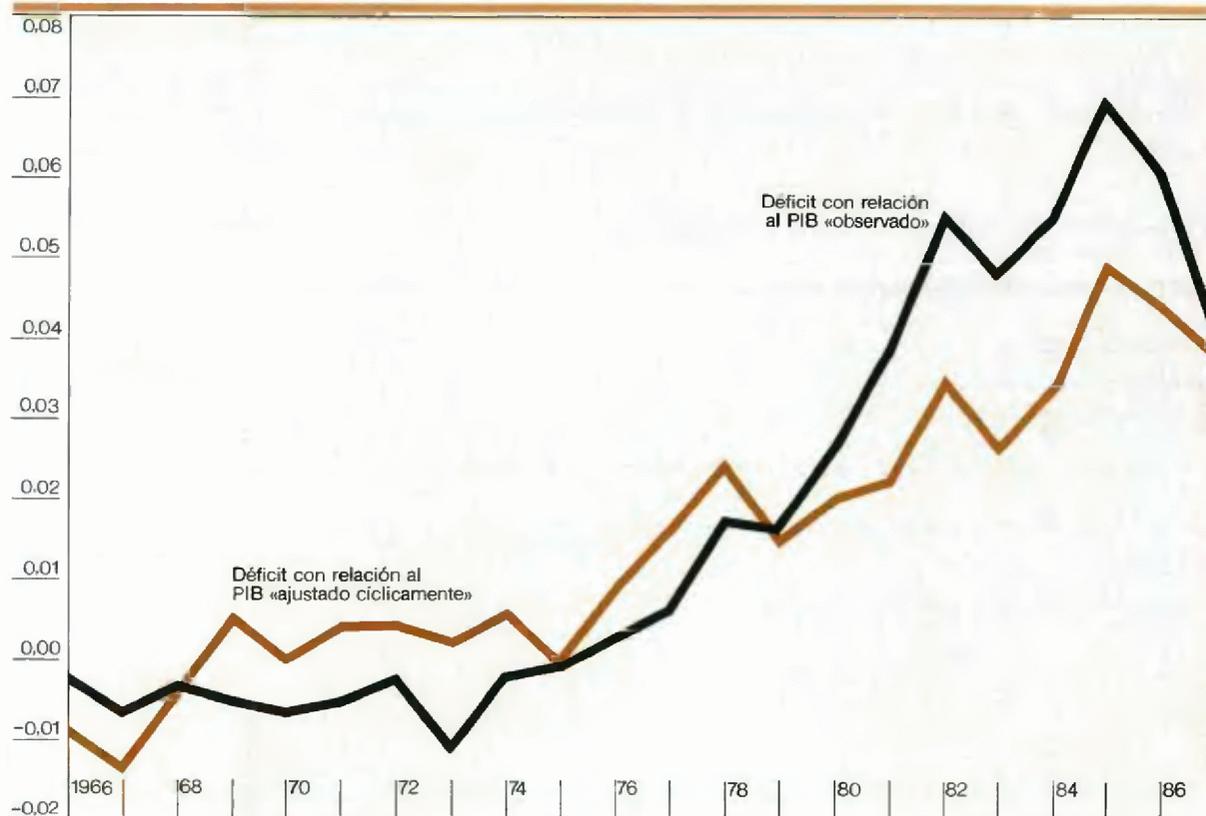
VARIABLE DEPENDIENTE: $(1 - L) \left(\frac{\text{Déficit}}{\text{PIB}} \right)$

Variables explicativas	Coefficientes	Estadísticos «t»
Constante	0,00179	1,36
$(1 - L) \ln \left(\frac{\text{PIB observado}}{\text{PIB tendencial corregido}} \right)$	-0,441	4,86
Esquema MA (1)	-0,931	3,70

$\bar{R}^2 = 0,651$.
 D.W. = 2,09.
 S.E. = 0,00581.

«L» es el operador de retardos y «(1 - L)» precediendo a la variable significa la adopción de «incrementos».

GRAFICO 7
 DEFICIT CON RELACION AL PIB «OBSERVADO» Y «AJUSTADO CICLICAMENTE»



éste no es el caso. El coeficiente estimado sigue teniendo el mismo orden de magnitud (desciende de 0,48 a 0,44) y se detectan claros síntomas de sobrediferenciación, al aparecer una raíz prácticamente unitaria al modelizar el «ruido» como un esquema de medias móviles de primer orden.

Cabe destacar, finalmente, que la aplicación de variables instrumentales tampoco introducía apreciables diferencias en los resultados de la estimación.

A partir de la información que estas ecuaciones proporcionan, el déficit con relación al PIB ajustado cíclicamente se obtiene a través de la expresión siguiente:

$$\left(\frac{\text{Déficit}}{\text{PIB}} \right)_{\text{Ajustado cíclicamente}} = \left(\frac{\text{Déficit}}{\text{PIB}} \right)_{\text{Observado}} - 0,48 \cdot \ln \left(\frac{\text{PIB ajustado cíclicamente}}{\text{PIB observado}} \right)$$

Es decir, el coeficiente de «0,48» se utiliza para «corregir» el déficit y evaluar su cuantía si el PIB observado coincide con el ajustado cíclicamente. El gráfico 7 detalla el resultado de esta operación.

El aspecto a destacar de este gráfico es que la caída del déficit que se produce en los años 1986 y 1987 obedece, en buena medida, a la expansión del nivel de actividad económica. Puede observarse que el déficit cíclicamente ajustado muestra desde 1975 una tendencia creciente que apenas se ve interrumpida por las últimas observaciones. Es decir, dado que hasta 1987 el PIB ajustado cíclica-

CUADRO N.º 3

VARIABLE DEPENDIENTE: TIPO DE INTERES REAL A LARGO PLAZO: R

Variables explicativas	Coefficientes	Estadísticos <i>t</i>
Tipo de interés desfasado R (- 1)	0,666	8,58
Valor esperado del déficit cíclicamente ajustado con relación al PIB tendencial corregido: D ^e	1,598	5,79
Valor desfasado de los ALP con relación al PIB tendencial corregido: $\left(\frac{m}{Y^p}\right) (- 1)$	-0,397	4,42
Valor desfasado de la relación producto-capital $\left(\frac{Y}{K}\right) (- 1)$	0,910	4,27

Método de estimación: Variables instrumentales.

Instrumentos utilizados:

Constante.

Tipo de interés desfasado: R (- 1).

Valor desfasado de los ALP con relación al PIB tendencial corregido $\left(\frac{m}{Y^p}\right) (- 1)$.

Valor desfasado del logaritmo del *gap* de producción: $\ln\left(\frac{\text{PIB}}{\text{PIB tendencial corregido}}\right) (- 1)$.

PIB tendencial corregido: Y^p.

PIB tendencial corregido desfasado: Y^p (- 1).

Periodo muestral: 1967-1987.

R² = 0,946.

D.W. = 1,97.

h = 0,07 (Estadístico de Durbin).

S.E. = 0,0132.

mente se estima que excede al observado, el «nivel» de déficit ajustado es, en este período, inferior al observado, salvo en el último año, en que ambos coinciden. Sin embargo, la tendencia se perfila como «positiva». Ello significa que una parte sustancial de la reducción del déficit se debe más a una coyuntura anormalmente favorable que ha prevalecido en los últimos años (concretamente, a partir de 1986) que a un cambio discrecional restrictivo en la política presupuestaria.

V. RESULTADOS EMPIRICOS OBTENIDOS

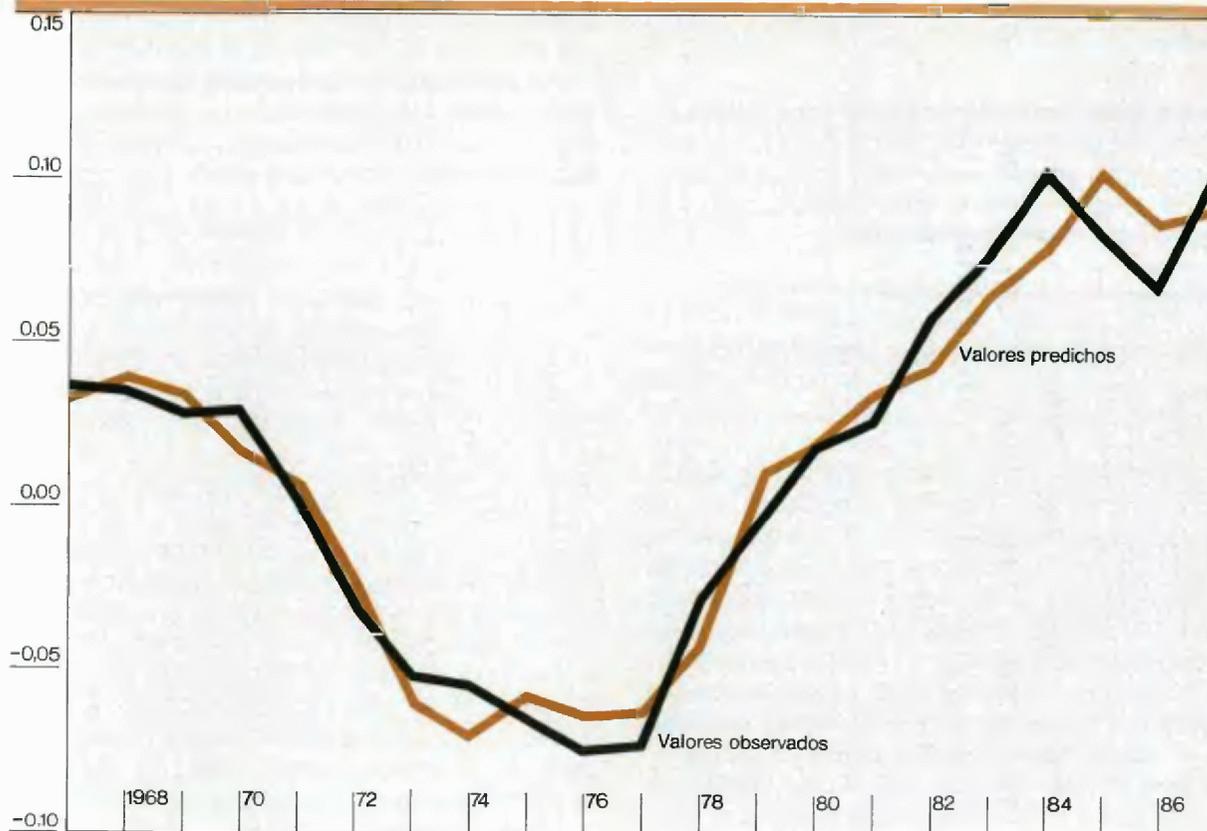
El modelo teórico deducido en la sección III hace depender el tipo real de interés a largo plazo del valor esperado del déficit cíclicamente ajustado, de la relación entre la cantidad de dinero —que puede medirse por los ALP— y el PIB tendencial

corregido, y de la rentabilidad del capital obtenida como el *ratio* producto-capital. Una formulación de este tipo da cabida a los tres factores frecuentemente citados como explicativos de la elevación de los tipos de interés: el déficit público, la política monetaria y la rentabilidad del capital, explicativa de la demanda de crédito.

Al figurar en el modelo variables esperadas, se plantea un problema de estimación que se analiza en el *anexo*.

El cuadro n.º 3 ofrece el resultado de la estimación por variables instrumentales de la ecuación explicativa del tipo de interés real a largo plazo a partir de las variables comentadas: el déficit del sector público, la variable monetaria y la productividad aparente del capital. Figura como variable explicativa adicional la endógena desfasada, que puede reflejar la existencia de un proceso de ajuste parcial. En efecto, es razonable pensar que el ajuste

GRAFICO 8
VALORES OBSERVADOS Y PREDICHOS DE LOS TIPOS REALES DE INTERES



en el mercado de tipos de interés a largo plazo no sea inmediato, de donde se deriva la justificación de incluir esta variable. Por otro lado, la inclusión de los valores desfasados de la variable monetaria y de la relación producto-capital ofrecía resultados marginalmente superiores, si bien las diferencias obtenidas al sustituir estos valores desfasados por los corrientes eran poco importantes.

En cuanto al gráfico 8, ofrece el detalle de los valores observados y predichos según la ecuación estimada. Cabe resaltar que no aparece ningún residuo atípico, y el único punto a comentar es que la capacidad de ajuste de la ecuación empeora algo para los últimos años. El carácter «anormal» de 1987 puede, en parte, explicar tal resultado. No obstante, al reducir el período muestral y eliminar

las últimas observaciones, no se producían cambios relevantes en los coeficientes estimados.

Para llevar a cabo esta estimación, se han sustituido los valores esperados del déficit cíclicamente ajustado por sus valores observados. Estos valores observados son una media de cuatro períodos que incluyen el déficit cíclicamente ajustado del año en curso y de los tres años posteriores. El método de estimación es por variables instrumentales (los instrumentos utilizados se detallan en el cuadro n.º 3), metodología de estimación que garantiza la consistencia, tal como se demuestra en el *anexo*.

Utilizar el valor esperado del déficit observado, en lugar del ajustado cíclicamente, seguía dando lugar a un coeficiente estadísticamente significativo para esta variable (estadístico «t» de «4,60», frente

a «5,79» al utilizar la definición propuesta), si bien la capacidad de ajuste de la ecuación era inferior, al pasar el error *standard* de la estimación de «0,0132» a «0,0164». Desde esta óptica, se comprueba que queda justificada la conveniencia de utilizar el concepto de déficit cíclicamente ajustado como variable explicativa de los tipos de interés a largo plazo.

Los resultados también empeoraban al introducir el déficit corriente en lugar del esperado. No obstante, en todas las estimaciones, e independientemente de la definición de déficit adoptada, la variable aparecía como significativa.

Es decir, si bien los resultados cuantitativos concretos deben tomarse como indicativos de meros órdenes de magnitud, sobre todo teniendo en cuenta el reducido tamaño muestral disponible, la información cualitativa que las distintas estimaciones efectuadas transmiten (y que no se detallan por razones de espacio) es que el déficit del sector público ha constituido un claro condicionante de la elevación de los tipos reales de interés que se ha producido en la economía española a partir de 1977. En concreto, el tipo real de interés adoptaba un valor de $-7,5$ por 100 en 1977, mientras que en 1987 estaba situado en el 10,1 por 100. La variación entre estas dos fechas ha sido, pues, de casi 18 puntos porcentuales. Dado que las demás variables explicativas del modelo no han experimentado sustanciales cambios en este período de tiempo, el déficit del sector público se configura como el principal motor de la elevación de tipos de interés. Es preciso, sin embargo, reconocer la simplicidad del modelo y los posibles cambios estructurales, lo que convertiría en arriesgada la tarea de tratar de establecer una precisa imputación de responsabilidades entre las distintas variables contempladas.

VI. RESUMEN Y CONCLUSIONES

Un problema que la economía española tiene planteado son los elevados tipos reales (y monetarios) de interés. El problema se agudiza con la reciente entrada en el Sistema Monetario Europeo (SME), que comporta el mantenimiento de unos tipos de cambio estables. En efecto, los elevados tipos de interés incentivan la entrada de capitales, y éstos tienden a impulsar la sobrevaloración del tipo de cambio. Adicionalmente, esta entrada de capitales se acentúa con la pertenencia al SME, que, al reducir la variabilidad de los tipos de cambio,

hace que los movimientos de capital sean más sensibles al diferencial de rentabilidad.

Aparte de este efecto y de las dificultades que puede crear a la autoridad monetaria, los elevados tipos reales de interés repercuten adversamente sobre la formación de capital y sobre la senda de expansión a largo plazo de la economía.

En este estudio, el tipo real de interés a largo plazo se ha obtenido a partir de la diferencia entre la tasa de rentabilidad interna de las obligaciones eléctricas (única serie disponible homogénea de tipos de interés a largo plazo) y la media de la inflación corriente y de los tres años posteriores. En efecto, dado que se trata de un tipo de interés a largo plazo, esta alternativa parece más conveniente que descontar sólo la inflación corriente, que constituye la práctica habitual. Fijar el número de períodos en cuatro es, en parte, arbitrario, dado que ello debería estar en función de la vida de los activos. No obstante, los resultados eran poco sensibles a incluir tres, cuatro o cinco períodos. Se ha optado por cuatro períodos para no perder excesivos grados de libertad. En cuanto a las ponderaciones, los resultados eran también poco sensibles a distintas alternativas ensayadas que comportaban pesos decrecientes. Se ha utilizado la media aritmética por razones de simplicidad. Por último, la sustitución de valores esperados de la inflación futura por los observados se debe a la imposibilidad de diseñar un mecanismo realista de formación de expectativas que haya operado de forma regular a lo largo del período contemplado. A título ilustrativo, esquemas autorregresivos recogen mal lo acontecido en 1977, a raíz de los Pactos de la Moncloa. Si las expectativas son racionales, la diferencia entre el valor de la inflación observado *ex post* y el esperado en el período precedente, debe ser un «ruido blanco». Por otro lado, dada la inercia que la inflación tiene, en períodos «no excepcionales» los errores predictivos deben ser relativamente «bajos».

Atendiendo a esta definición, el fenómeno de la elevación de los tipos reales de interés en la economía española se inicia a partir de 1977. Así, desde 1966 hasta 1971 el tipo real de interés era reducido, si bien positivo y situado alrededor del 2 ó 3 por 100. En el año 1972 se inaugura una fase de tipos de interés reales negativos y decrecientes, que alcanzan el máximo exponente en 1977, en que el tipo real de interés se cifra en $-7,5$ por 100. A partir de esta fecha, se produce una rápida elevación de tipos, de suerte que en 1979 el tipo real de interés es prácticamente nulo y en 1987 llega a exceder el 10 por 100.

El objetivo de este trabajo ha sido determinar qué factores explican esta elevación de los tipos reales de interés en España. Tres variables que la literatura ha destacado como relevantes (véase, por ejemplo, Feldstein, 1986) son el déficit del sector público, la política monetaria y la rentabilidad de la inversión. A través de la formulación de un modelo que integra estas tres variables, se comprueba que, efectivamente, es factible hallar una explicación de la dinámica de los tipos reales de interés en España. En particular, entre las variables contempladas destaca el significativo papel desempeñado por el déficit del sector público. La mejor explicación, acorde con la teoría, se obtiene operando con el valor esperado del déficit del sector público cíclicamente ajustado. Sin embargo, todas las definiciones de déficit ensayadas apuntaban en el mismo sentido.

Por tanto, si se desea evitar los adversos efectos que las elevaciones de los tipos reales de interés tienen sobre el comportamiento de la economía, es conveniente que el sector público trate de controlar su déficit. Por otro lado, se dispone de cierta evidencia relativa a que la tasa de ahorro de las familias ha experimentado en los últimos años un apreciable recorte (véase Raymond, 1989c), comportamiento que no es ajeno a la evolución de la fiscalidad (una rápida progresión de la fiscalidad directa sobre las familias puede tender a deprimir la tasa de ahorro familiar) y que, lógicamente, debe ejercer un efecto positivo sobre los tipos de interés. Dar cabida a estas variables exigiría una ampliación del modelo, si bien la falta de información estadística limita esta posibilidad.

En cualquier caso, esta primera aproximación pone de manifiesto que el control del déficit presupuestario constituye un principio deseable de sanidad financiera si la ultrarracionalidad «a la Barro» no se verifica —y parece que éste es el caso, al menos en la economía española (véase, por ejemplo, Raymond y González-Páramo, 1987)—, y si se desea que la actividad del sector público no genere importantes distorsiones en la economía.

NOTAS

(*) Una versión algo más completa de este trabajo se ha publicado en *Documentos de Trabajo*, n.º 50, Fundación FIES, 1989.

(1) Una exposición rigurosa de este proceso puede hallarse en Blanchard (1983).

ANEXO

PROBLEMAS DE ESTIMACION EN MODELOS CON EXPECTATIVAS

Un modelo en el que figuran variables esperadas, y si éstas no son observables, plantea la necesidad, a efectos de estimación, de especificar el proceso de formación de expectativas. La hipótesis de racionalidad es la más frecuente, no porque necesariamente sea estrictamente cierta, sino porque puede constituir una aproximación razonable, a la vez que se carece de criterios para definir una clara alternativa.

Cabe operar con el concepto de racionalidad débil, que únicamente impone dos restricciones a los errores predictivos:

a) La primera es que no muestren un patrón de autocorrelación temporal. De darse tal circunstancia, las predicciones podrían mejorarse con sólo analizar la estructura de los errores predictivos pasados y ajustar a los mismos un simple modelo ARIMA univariante.

b) La segunda es que estos errores predictivos sean ortogonales con la información disponible en el momento de efectuar la predicción.

A efectos de estimación, una forma de obviar la necesidad de especificar y estimar un modelo estructural para la formación de expectativas, es seguir la sugerencia de McCallum (1976) —véase también Wickens (1982), Pagan (1984), o Pesaran (1987)—, consistente en sustituir los valores «esperados» por los «observados» y proceder a la estimación de la ecuación por variables instrumentales.

En concreto, supóngase que la ecuación estructural que se trata de estimar viene dada por:

$$Y = X^e a_1 + W a_2 + u \quad [1]$$

en donde «Y» es un vector «Tx1» de observaciones de la variable dependiente, «X^e» es un vector «Tx1» de la variable explicativa que figura en la ecuación como «expectativa», y «W» es una matriz «Txk» de las restantes variables de la ecuación que se consideran exógenas. En cuanto a «a₁» y «a₂», son los correspondientes parámetros, y «u» es un ruido blanco que satisface las hipótesis *standard*.

Adicionalmente, supóngase que el proceso de formación de expectativas viene dado por:

$$X = Z b + v = X^e + v \quad [2]$$

en donde «Z» es una matriz de variables exógenas, «X^e = Z b» son los valores esperados de «X», y «v» un ruido blanco acorde con la hipótesis de racionalidad de expectativas.

Al sustituir en [1] los valores «esperados» por los «observados», se tiene:

$$Y = a_1 (X - v) + W a_2 + u = a_1 X + W a_2 + (u - a_1 v) \quad [3]$$

Puede comprobarse que se verifica:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left[\frac{1}{T} X' (u - a, v) \right] = \lim_{T \rightarrow \infty} \left[\frac{1}{T} (X^e + v)' (u - a, v) \right] \neq 0$$

resultado que evidencia que la estimación de [3] por mínimos cuadrados ordinarios daría lugar a inconsistencia, dada la correlación entre el regresor y las perturbaciones. En definitiva, la naturaleza de esta inconsistencia es la misma que la aparejada a los «errores de observación en las variables explicativas».

No obstante, cabe proceder a la estimación de [3] por variables instrumentales. En efecto, esta ecuación puede reexpresarse de la siguiente forma:

$$Y = (X W) \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix} + (u - a, v) \quad [3']$$

Utilizando la matriz de instrumentos:

$$H = (\hat{X} W) \quad [4]$$

$$\text{siendo:} \quad \hat{X} = Z (Z' Z)^{-1} Z' X \quad [5]$$

se verifica:

$$a) \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{T} X' u \right) = \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{T} X' Z \right) \cdot \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{T} Z' Z \right)^{-1} \cdot \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{T} Z' u \right) = 0$$

dada la independencia entre «Z» y «u», puesto que «Z» es exógena.

$$b) \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{T} \hat{X}' v \right) = \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{T} X' Z \right) \cdot \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{T} Z' Z \right)^{-1} \cdot \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{T} Z' v \right) = 0$$

dada la independencia entre «Z» y «v»

$$c) \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{T} W' u \right) = \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{T} W' v \right) = 0$$

dada la exogeneidad de «W».

Cabe destacar que la hipótesis de racionalidad garantiza la independencia de los errores predictivos en la formación de expectativas «v» y los valores de «W» y de «Z», que representan la información disponible por los agentes económicos en el momento de efectuar la predicción.

Las variables a incluir en «Z» pueden venir dadas por la propia teoría. En otro caso, puede ser razonable incluir los valores de «W» (o sus desfases), así como otras variables exógenas que contribuyan a explicar el comportamiento de «X».

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- BANCO DE ESPAÑA (1988): *Informe anual de la economía española, 1987*, Madrid.
- BLANCHARD, O. J. (1983): «Debt, deficits and finite horizons», *Journal of Political Economy*, 93, 2, págs. 223-247.
- y L. H. SUMMERS (1984): «Perspectives on high world real interest rates», *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, págs. 273-334.
- BARRO, R. J. (1974): «Are government bonds net wealth?», *Journal of Political Economy*, 82, págs. 1095-1117.
- EVANS, P. (1985): «Do large deficits produce high interest rates?», *American Economic Review*, 75, 1, págs. 68-87.
- (1987a): «Interest rates and expected future deficits in the United States», *Journal of Political Economy*, 95, 11, págs. 34-58.
- (1987b): «Do budget deficits raise nominal interest rates? Evidence from six countries», *Journal of Monetary Economics*, 20, págs. 281-300.
- FELDSTEIN, M. (1986): «Budget deficits, tax rules and the real interest rates», *Working Paper n.º 1970*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA 02138, julio.
- FONDO MONETARIO INTERNACIONAL (1987): «Potential output in major industrial countries», *Staff Studies for the World Economic Outlook*, agosto, páginas 1-38.
- GRANGER, C. W. J., y P. NEWBOLD (1974): «Spurious regressions in econometrics», *Journal of Econometrics*, 2, págs. 111-120.
- MAULEÓN, I. (1987): «Determinantes y perspectivas de los tipos de interés», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, 32, págs. 79-92.
- MCCALLUM, B. T. (1976): «Rational expectations and estimation of econometric models: An alternative procedure», *International Economic Review*, 17, págs. 484-490.
- MODIGLIANI, F., y T. JAPPELLI (1988): «The determinants of interest rates in the Italian economy», *The Review of Economic Conditions in Italy*, 1, enero-abril, págs. 9-34.
- PAGAN, A. (1984): «Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors», *International Economic Review*, 25, 1, págs. 221-247.
- PESARAN, M. H. (1987): *The limits to rational expectations*, Basil Blackwell.
- PLOSSER, C. J., y SCHWERT, G. W. (1978): «Money, income and sunspots: Measuring economic relationships and the effect of differencing», *Journal of Monetary Economics*, 4, págs. 637-660.
- RAYMOND, J. L. (1989a): «Productividad de los factores y expansión del sector público en España», *Documentos de Trabajo*, 40, Fundación FIES.
- (1989b): «El déficit presupuestario estructural en la economía española: una evaluación simplificada», *Documentos de Trabajo*, 41, Fundación FIES.
- (1989c): «Ahorro familiar e imposición personal», *Cuadernos de Información Económica*, 28-29, julio-agosto, Fundación FIES.
- y J. M. GONZÁLEZ-PÁRAMO (1987): «¿Son equivalentes deuda pública e impuestos? Teoría y evidencia», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, 33, págs. 365-392.
- (1988): «Déficit, impuestos y crecimiento del gasto público», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, 37, págs. 507-530.
- WICKENS, M. R. (1982): «The efficient estimation of econometric models with rational expectations», *Review of Economic Studies*, 49, páginas 55-67.