

DETERMINANTES DE LOS TIPOS DE INTERÉS REALES A LARGO PLAZO EN ESPAÑA*

VICENTE ESTEVE

Universitat de València y C.R.D.E., Université de Montréal

CECILIO R. TAMARIT

Universitat de València y Federación Valenciana de Cajas de Ahorros

En el presente trabajo se examinan los determinantes macroeconómicos de los tipos de interés reales españoles en el largo plazo utilizando datos anuales para el período 1964-1991. El análisis se efectúa mediante un modelo teórico estructural en el que el tipo de interés está determinado por el equilibrio entre el ahorro y la inversión de la economía y, por lo tanto, por las variables que determinan directamente estos agregados. Nuestros resultados muestran que en el largo plazo los tipos de interés reales dependen de la riqueza privada, de variables demográficas y de la rentabilidad del capital productivo. Solamente en el corto plazo, influye también alguna variable representativa de la política fiscal. *Palabras clave:* tipos de interés reales, ahorro, inversión, cointegración, modelo de corrección de error.

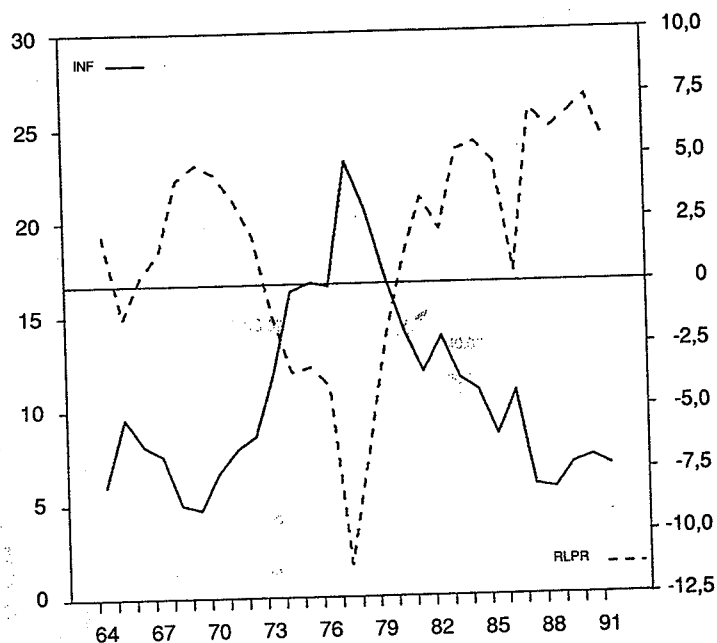
El aumento de los tipos de interés reales que se produjo en las economías de los países industrializados desde finales de la década de los setenta hasta mediados de los ochenta fomentó la preocupación por el estudio de los factores que inciden en la determinación de los tipos de interés en el largo plazo. En el caso de la economía española, este fenómeno de persistencia de tipos de interés reales elevados ha suscitado más preocupación si cabe, ya que tal situación se ha prolongado hasta comienzos de los años noventa, y ello ha sido considerado como uno de los mayores obstáculos para el aumento de la inversión

(*) El trabajo se enmarca en el proyecto CICYT-SEC92-0980-C02-02 y el programa de investigación de la Federación Valenciana de Cajas de Ahorros. El primer autor ha realizado también la investigación con el proyecto DGICYT-93-028, con la financiación del Programa de Estancias de Investigación en el Extranjero de la Conselleria de Cultura, Educación y Ciencia de la Generalitat Valenciana, y con fondos del programa de investigación en macroeconometría del C.R.D.E. de la Université de Montréal. Los autores agradecen los comentarios de Oscar Bajo, Mariam Camarero y las estimulantes sugerencias de dos evaluadores anónimos.

productiva y del *stock* de capital y, en definitiva, del crecimiento potencial a largo plazo de nuestra economía¹.

Como se puede observar en el gráfico 1, los tipos de interés reales² han alcanzado sus niveles más elevados en los años 80 y 90, en comparación con los de las dos décadas precedentes. En los años 70, los tipos de interés fueron, en la mayor parte de los años, negativos y muy inferiores a los registrados en la mitad de la década de los sesenta. El punto más bajo de los tipos de interés reales

Gráfico 1: TIPOS DE INTERÉS A LARGO PLAZO REALES E INFLACIÓN 1964-1991



(1) En Andrés, Escribano, Molinas y Taguas (1991) se detecta la gran importancia del coste del uso del capital en la función agregada de inversión para la economía española, tanto a corto como a largo plazo.

(2) El concepto de tipos de interés reales a largo plazo utilizado en el texto se refiere teóricamente a los tipos de interés *ex-ante* ajustados por la inflación futura esperada. No obstante, en la práctica se sigue el enfoque planteado por Raymond y Palet (1989), utilizando los tipos de interés *ex-post* ajustados por la inflación corriente. Al sustituir la inflación esperada por la observada, el tipo de interés real aparece con error. No obstante, si se supone que las expectativas de los agentes son racionales, estos errores no pueden ser ni importantes ni sistemáticos. A diferencia de Raymond y Palet (1989) sólo se considera el período corriente para el cálculo de la inflación futura. A pesar de ello, tal y como se comprobó en dicho estudio, la modificación del número de períodos considerados o del esquema de ponderaciones asignados a la inflación futura no introducía diferencias significativas en los resultados obtenidos.

coincide con el punto más alto alcanzado por la tasa de inflación española en el año 1977. Es a partir de 1978 cuando los tipos de interés reales comienzan a aumentar rápidamente, pasando finalmente de negativos a positivos en 1980, y registrando a partir de esta fecha un fenómeno de resistencia a la baja o de "persistencia" en niveles muy elevados.

En el caso español se puede explicar la evolución de los tipos de interés reales a lo largo de los años 70 y 80 relacionando sus movimientos con los cambios registrados en la orientación de las políticas macroeconómicas y con las reglamentaciones financieras:

- Durante los años 70, el intervencionismo y la excesiva reglamentación del sistema financiero español impidió que los tipos de interés nominales reaccionaran ante los cambios en las tasas de inflación, tal y como predice el "efecto Fisher"³, dándose el efecto contrario, es decir, que a medida que las tensiones inflacionarias aumentaban, las tasas de interés disminuían.

- Al comienzo de los años 80, la reorientación de la política monetaria y presupuestaria, en un contexto de progresiva liberalización de los tipos de interés, contribuyó a elevar los tipos de interés reales.

En este período coinciden la aplicación de políticas monetarias restrictivas (que consiguen un claro éxito en la reducción de la inflación) junto a una resistencia a la baja de los tipos de interés nominales. El efecto combinado es el aumento progresivo de los tipos de interés reales hasta niveles sin precedentes. La persistencia de este fenómeno podría haber estado favorecida también por el aumento de las necesidades de financiación del sector público español, en un contexto de mayor apelación a los mercados crediticios para financiar crecientes niveles de deuda pública. No obstante, la mayoría de los trabajos empíricos para el caso español ponen excesivo énfasis en el papel del déficit o el *stock* de deuda pública, cuando claramente esta persistencia podría haber estado favorecida también por la caída de las tasas de ahorro del sector privado de la economía y, a partir de 1985, por el aumento de las necesidades de fondos para financiar el fuerte aumento de la inversión productiva privada. En definitiva, para explicar el comportamiento a largo plazo de los tipos de interés reales será necesario determinar la influencia que tienen determinados factores exógenos sobre la inversión y el ahorro agregado.

Dada la relevancia económica de esta cuestión, no es de extrañar que haya sido abordada en nuestro país con anterioridad, aunque no existe ningún trabajo en el que se presente, como en nuestro caso, una función que recoja los determinantes de los tipos de interés reales, disociando las variables que influyen en el largo plazo (que determinan el tipo de interés de equilibrio) de aquellas que lo hacen en el corto plazo (que afectan a las oscilaciones del tipo de interés corriente respecto a su equilibrio).

Por el contrario, los trabajos disponibles para la economía española se han dedicado fundamentalmente a explicar los determinantes de los tipos de interés nominales y reales, incidiendo en la mayoría de los casos en el déficit público

(3) Desde el punto de vista teórico, el efecto de la tasa esperada de inflación o "efecto Fisher" predice que el tipo de interés nominal debe incorporar todos los cambios en la tasa esperada de inflación, de modo que el tipo de interés real permanezca constante.

o algún otro indicador fiscal como variable clave para explicar la evolución de los tipos de interés en España. Así, Mauleón y Pérez (1984) encuentran una fuerte relación positiva entre el *stock* de deuda y el tipo de interés nominal, pero no entre déficit y tipos. Por su parte, Mauleón (1987) recoge una significativa relación positiva entre crédito otorgado al sector público y diversos tipos de interés nominales de la economía española, tanto de corto como de largo plazo. Por otro lado, Raymond y Palet (1989) atribuyen asimismo al déficit público, tanto observado como esperado, un papel clave en la determinación de los tipos de interés reales.

En un reciente trabajo de González-Páramo, Roldán y Sebastián (1992) se profundiza en la búsqueda de la relación entre tipos de interés nominales y déficit público. Utilizando datos para el período 1972-1989, y en el contexto de una estimación por variables instrumentales de una forma reducida de tipo de interés nominal, estos autores encuentran una relación positiva y significativa entre diferentes medidas de orientación de la política fiscal y los tipos de interés, mucho más acusada con el déficit estructural de carácter primario. No obstante, estos resultados deben tomarse con cautela debido al corto período muestral analizado y al excluir otras variables clave (rentabilidad del capital, riqueza, factores demográficos) que pueden estar incidiendo en el largo plazo en los tipos de interés reales.

Por último, en otro trabajo reciente, Ballabriga y Sebastián (1993) al estimar modelos bivariantes (déficit-tipos de interés) y trivariantes (déficit-tipos de interés-dinero) no detectan una interacción clara entre los tipos de interés nominales y el déficit del Estado.

El propósito de este trabajo es analizar la evolución de los tipos de interés reales a largo plazo en España para el período 1964-1991 y determinar económicamente los factores explicativos en el largo plazo y, simultáneamente, averiguar las causas del proceso de "persistencia" de tasas elevadas desde la década de los ochenta. Para ello se estimará una función de tipos de interés reales en forma reducida que nos determine cuáles son los factores que afectan en el largo plazo para, posteriormente, abordar una especificación dinámica en la que tales factores sean disociados de aquellos que determinan la evolución de los tipos de interés reales en el corto plazo.

En la sección 1 se presenta un modelo teórico sencillo en el que el tipo de interés real a largo plazo está determinado por el equilibrio entre el ahorro y la inversión de la economía y, por lo tanto, por las variables que influyen directamente en estos dos agregados: riqueza privada, variables demográficas, déficit público y *stock* de deuda pública como variables representativas del impacto de la política fiscal, la *ratio* de los agregados monetarios/PIB como variable representativa del impacto de la política monetaria, rentabilidad del capital físico y tipos de interés exteriores.

En la sección 2 se estudian las relaciones entre los tipos de interés reales y las otras variables no estacionarias que la teoría económica nos sugiere en el largo plazo. Para ello se hará uso de la teoría de la cointegración como método de selección de variables y de búsqueda de relaciones de equilibrio estables.

En la sección 3 se exponen las conclusiones. En un apéndice se presentan las fuentes de los datos utilizados y una descripción detallada de su construcción.

1. DETERMINANTES TEÓRICOS DEL COMPORTAMIENTO A LARGO PLAZO DE LOS TIPOS DE INTERÉS REALES

El objetivo de esta sección es el de esbozar brevemente un modelo teórico que recoja en una función de forma reducida los determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo.

Desde el comienzo de los años setenta se han desarrollado dos enfoques bien diferenciados en el análisis teórico y empírico de la evolución temporal de los tipos de interés. Un primer enfoque, centrado en el corto plazo, se ha dirigido a estudiar su comportamiento en el contexto de un modelo IS/LM, donde los ajustes a los cambios en la política macroeconómica, el ahorro y la inversión agregada se equilibran por variaciones en las tasas de interés reales y en la producción real. Un segundo enfoque, más preocupado por las consideraciones de largo plazo, considera que a medio plazo la producción agregada está determinada por la oferta potencial de la economía y que los precios son flexibles. En este contexto, el tipo de interés real juega el papel de equilibrar el desequilibrio ahorro-inversión de la economía. En ambos enfoques, la amplitud de la reacción del tipo de interés real a modificaciones de la política macroeconómica o de la oferta y demanda de ahorro va a depender, en gran medida, de la elasticidad de los diferentes componentes de gasto agregado a los tipos de interés reales.

En este trabajo se sigue, principalmente, la segunda de las líneas apuntadas, por lo que a largo plazo el tipo de interés real vendría determinado por el equilibrio entre ahorro e inversión agregada y, por lo tanto, por las variables que tienen influencia sobre estas dos macromagnitudes.

La estructura del modelo es en ciertos aspectos similar a la desarrollada, entre otros, por Barro y Sala-i-Martin (1990), Coorey (1992) y Howe y Pigott (1992), y con él se intenta destacar el papel desempeñado por la riqueza, los factores demográficos y la rentabilidad del capital en la determinación de los tipos de interés de equilibrio a largo plazo, y de las políticas monetaria y fiscal en el corto plazo.

El comportamiento de la inversión toma como punto de partida un modelo neoclásico de demanda de inversión, en el que la empresa elige el *stock* de capital que minimiza sus costes de producción. Se supondrá una economía de pleno empleo con una función de producción de tipo Cobb-Douglas, en la que la productividad marginal del capital instalado puede expresarse como una función de la productividad total de los factores (PTF) y de la *ratio* capital-trabajo (K/L). En el largo plazo, se puede expresar la tasa de rentabilidad real del capital (r_k) en función de la productividad marginal del capital:

$$r_k = r_k \left(\begin{matrix} \text{PTF} \\ + \\ \text{K/L} \end{matrix} \right) \quad [1]$$

La riqueza privada (WE) se acumula en forma de capital físico (K), saldos reales (M), bonos del gobierno (B) y bonos del exterior medidos en términos de bienes nacionales (B*):

$$WE = K + M + B + B^* \quad [2]$$

$$K^d = K \left(\begin{matrix} r_b, & r_k, & r^* \\ - & + & - \\ & & + \end{matrix} \right), WE \quad [3]$$

$$B^{*d} = B^*(r_b, r_k, r^*, WE) \quad [4]$$

$$M^d = M(r_b, r_k, r^*, WE) Y \quad [5]$$

donde r_b es el tipo de interés real de los bonos del gobierno, Y es el *output* real y r^* es el tipo de interés real de los bonos extranjeros medido por la suma del tipo de interés exterior (r^{**}), más la variación del tipo de cambio real entre la economía nacional y el exterior ($\Delta tcer_t / tcer_{t-1}$).

Aceptando determinados supuestos restrictivos, el equilibrio en el mercado de activos viene determinado por⁴:

$$B^d = B_0 + \dot{B} \quad [6]$$

$$M^d = M_0 + \dot{M} \quad [7]$$

$$WE^d = WE_0 + \dot{WE} \quad [8]$$

Se asume que la función de inversión recoge la existencia de costes de ajuste que impiden a las empresas situarse continuamente en su *stock* óptimo de capital, por lo que el *stock* de capital físico se ajusta lentamente en el tiempo, según una función del tipo:

$$K = \delta(q) = \delta(r_k / r_b) \quad [9]$$

donde K es la tasa de variación del capital (o inversión agregada) y q recoge la versión estándar o clásica de la q de Tobin y representa el valor actual descontado de todos los flujos esperados del capital físico instalado. En este ámbito, ciertos autores otorgan una gran importancia a la mejora de la rentabilidad del capital productivo como una de las razones por las cuales las tasas de interés real han alcanzado altos niveles en la década de los ochenta⁵. Este fenómeno es aplicable a la economía española, ya que la recuperación de las tasas de rentabilidad del capital empresarial ha coincidido con una situación de persistencia de los altos tipos de interés reales.

En el modelo se supone neutralidad monetaria. La política monetaria puede tener influencia sobre los tipos de interés reales en el corto plazo, recogiendo la idea de que los ajustes en los precios pueden ser lentos y que los cambios en las políticas monetarias no se anticipan⁶. Así, un descenso en los saldos reales en

(4) El modelo utiliza los siguientes supuestos: (1) que los bonos nacionales son perfectamente sustitutos de los bonos exteriores; (2) que la demanda de saldos reales es una función homogénea de grado uno respecto al *output* potencial real; (3) que la demanda de capital productivo es una función positiva de la rentabilidad real esperada de una unidad adicional de capital instalado, dada la rentabilidad real de los otros activos alternativos: saldos reales, bonos exteriores y bonos nacionales; y (4) que la tasa de rentabilidad de los bonos domésticos en el interior es una función que depende exógenamente del tipo de interés exterior y, endógenamente, de las variaciones en el tipo de cambio real.

(5) Véase Blanchard y Summers (1984), y Barro y Sala-i-Martin (1990).

(6) En Barro y Sala-i-Martin (1990) se utiliza alternativamente el supuesto de que la política monetaria no es neutral, puesto que la existencia de rigidez en salarios y precios permite que una expansión monetaria haga aumentar transitoriamente el *output* y, por lo tanto, produzca un aumento de la tasa deseada de ahorro.

proporción al PIB, provocado por una política monetaria restrictiva, lleva a un exceso de demanda de saldos reales y, puesto que dinero y bonos son perfectamente sustitutivos, ello conduce a un exceso de oferta de bonos, a una caída de los precios de los mismos y, por último, a un aumento de los tipos de interés que restaura el equilibrio en el mercado de activos.

La función de ahorro privado se basa, en primer lugar, en el enfoque utilizado en la determinación del consumo privado a partir del trabajo de Hall (1978): los individuos deciden su consumo (y su ahorro) corriente mediante un proceso de optimización dinámica intertemporal, donde el ahorro depende de la renta y la riqueza. Los individuos ajustan su ahorro corriente en función de la correspondencia entre el *stock* de riqueza deseado y el real. Con un *stock* de riqueza superior al deseado, el consumo aumenta, el ahorro se reduce y *caeteris paribus*, los tipos de interés reales suben. La mayoría de los datos obtenidos para la estimación de funciones de consumo tienden a confirmar una relación débil, aunque significativa, entre consumo y tasa de interés real⁷. La ausencia de elasticidad del ahorro al tipo de interés en las estimaciones empíricas puede provenir del hecho de que los efectos renta y sustitución se compensen. En definitiva, si las variaciones de los tipos de interés reales no conllevan un proceso de sustitución intertemporal como indican las estimaciones, las mismas pueden afectar al ahorro de las familias en la medida en que influyan en el valor del *stock* de riqueza (al repercutir en el valor actualizado de los ingresos esperados futuros o sobre los precios de los activos). En este ámbito, la mayoría de los estudios muestra una relación significativa e inversa entre ahorro y riqueza⁸.

En segundo lugar, la función de ahorro privado depende de factores demográficos, recogiendo las ideas de la teoría del ciclo vital de Ando y Modigliani⁹. Esta teoría sugiere que la propensión marginal al ahorro del individuo difiere en función de su etapa en el ciclo vital. Ello implica que el ahorro privado es función también de la estructura de edad de la pirámide de población. Así, el ahorro privado (S_p) se reduce cuando la población del país envejece debido a la caída en la proporción de la población que obtiene ingresos respecto al total de la población (TPA). Como regla general, los individuos distribuyen su consumo a lo largo de su vida, ahorrando poco cuando son jóvenes, aumentando su tasa de ahorro a medida que se acerca la edad de jubilación y, finalmente, desahorrando en su edad de retiro. Esta tendencia a la caída de la tasa de ahorro cuando la

(7) Véase Boskin y Lau (1988) y Tullio y Contesso (1986) entre otros. Para España, el trabajo de Andrés, Molinas y Taguas (1990) muestra que el tipo de interés real no es un determinante a largo plazo del consumo privado en la economía española, aunque sí que resulta significativo en la dinámica a corto plazo afectando al consumo, previsiblemente por la influencia sobre el consumo de bienes duraderos.

(8) Véase OCDE (1990) para los países industrializados, y para la economía española los trabajos de Molinas y Taguas (1991) y Zabalza y Andrés (1991).

(9) No obstante, muchos autores [véase Kotlikoff (1989)] sugieren que la mayor parte del ahorro en los países desarrollados podría explicarse por el "motivo herencia" y no por el "motivo ciclo vital", lo que debilitaría el papel explicativo de los factores demográficos. Sin embargo, la adopción de un enfoque ciclo vital en nuestro estudio permite la introducción de factores demográficos y es especialmente útil en el caso de estudios macroeconómicos con datos agregados [Masson y Tryon (1990)]. Por el contrario, en el caso de haber adoptado un enfoque microeconómico que analizase el comportamiento del ahorro por cohortes de edad, el "motivo herencia" podría resultar más adecuado [Bosworth (1990)].

población envejece constituye uno de los factores que implicarían una presión al alza sobre los tipos de interés reales.

No obstante, la amplitud del alza potencial de los tipos de interés reales debido a los cambios demográficos depende también en gran medida de la reacción inducida de la inversión y la productividad. Por lo que respecta a la inversión, una ralentización del crecimiento de la población activa implica que la tasa de inversión productiva necesaria para mantener un coeficiente de intensidad capital-trabajo debe ser también reducida. Esta reducción del crecimiento de la inversión productiva, junto al efecto inducido de la caída de la inversión en viviendas (y en construcción) pueden llevar a un efecto negativo sobre los tipos de interés reales. En lo que concierne a la productividad, la reacción de la misma al envejecimiento de la población es incierta. Algunos autores piensan que una población joven innova más que una población más vieja, por lo que la productividad aumentaría. Sin embargo, diversos estudios empíricos muestran que existe una correlación negativa entre crecimiento de la población activa y crecimiento de la productividad [véase a este respecto Cutler *et al.* (1990) y Romer (1990)], por lo que un envejecimiento de la población que reduzca la productividad podría tener un efecto negativo sobre los tipos de interés reales, vía la caída de la rentabilidad del capital productivo. Si estas reacciones de carácter endógeno de la inversión y de la productividad ante el envejecimiento de la población fueran importantes, los efectos potenciales de presión al alza de los tipos de interés reales ante el envejecimiento de la población podrían estar sobreestimados. En este caso, el signo entre los tipos de interés reales y la variable representativa de los cambios demográficos podría resultar ambiguo.

En síntesis, asumiendo que el ahorro se ajusta en función del stock de riqueza deseado y recogiendo los factores demográficos, la función de ahorro privado se puede representar como:

$$S_p = W = S_p \text{ (TPA, WE)} \quad [10]$$

Por otra parte, el desahorro público ($-S_g$) induce en el modelo a un crecimiento de la oferta de bonos o de dinero necesario para cubrir las necesidades de financiación del déficit público:

$$-S_g = B + M \quad [11]$$

El equilibrio ahorro-inversión agregada de la economía requiere que en términos netos el ahorro agregado sea igual a la inversión agregada (interior y exterior):

$$S_g + S_p = K + B \quad [12]$$

La solución del modelo lleva a una expresión del tipo de interés real en forma reducida en función de siete variables endógenas:

$$r_b = r_b (r_k, r^*, B, M/Y, S_g, WE, TPA) \quad [13]$$

donde r_b dependería positivamente de cuatro factores: de la rentabilidad del capital productivo, reflejando *shocks* de carácter positivo de la demanda de inversión, de los tipos de interés reales exteriores en términos de bienes nacionales (tipos de interés nominales exteriores más el tipo de cambio real de la moneda nacional),

del *stock* de deuda pública resultado de la acumulación de déficit públicos pasados y, por último, del *stock* de riqueza privada; y negativamente de tres: de la *ratio* de los saldos reales en proporción del output, de alguna medida de superávit del presupuesto o del ahorro público y de cambios demográficos. Por último, en cuanto a los efectos de los cambios demográficos, éstos podrían afectar a los tipos de interés reales en dos direcciones opuestas: por una parte, cuando la proporción de la población en edad de trabajar se reduce, caería el ahorro privado y ello presionaría al alza el tipo de interés (efecto negativo) y, por otra parte, la *ratio* capital-trabajo debería aumentar según [1], reduciéndose la productividad marginal del capital, la rentabilidad del capital y la demanda de capital físico, produciéndose una presión a la baja en los tipos de interés reales (efecto recogido en r_k).

2. UN MODELO DE TIPOS DE INTERÉS REALES PARA LA ECONOMÍA ESPAÑOLA

En este apartado se lleva a cabo un análisis de las relaciones de equilibrio a largo plazo entre los tipos de interés reales y sus determinantes en la economía española, mediante el uso de la teoría econométrica de la cointegración. Estas relaciones se derivan del modelo teórico expuesto en la sección 1 y para su análisis se han utilizado datos anuales entre 1964 y 1991. En el apéndice se presentan con más detalle los datos utilizados.

2.1. Modelo empírico

Nuestro análisis empírico se basará en una adaptación de la ecuación [13] del modelo teórico a las variables disponibles para la economía española:

$$rlpr_t = \alpha_0 + \alpha_1 rkr_t + \alpha_2 rwr_t + \alpha_3 b_t + \alpha_4 m_t + \alpha_5 nfpu_t + \alpha_6 \log wer_t + \alpha_7 tpa_t + u_t \quad [14]$$

que, de acuerdo con las hipótesis teóricas discutidas en la sección 3, daría lugar a los siguientes signos esperados para los distintos coeficientes:

$$\alpha_1 > 0, \alpha_2 > 0, \alpha_3 > 0, \alpha_4 < 0, \alpha_5 < 0, \alpha_6 > 0, \alpha_7 < 0$$

A partir de la ecuación [14], los tipos de interés reales españoles, $rlpr_t$, serían función en el largo plazo de las siguientes variables¹⁰:

- De la rentabilidad real del capital productivo, rkr_t , como una medida de los desplazamientos de la demanda de inversión.
- De los tipos de interés reales del exterior, rwr_t , que recogen el efecto de la rentabilidad de los activos exteriores alternativos. Esta variable se aproxima para el caso español por los tipos de los depósitos en eurodivisas en el mercado de Londres (ponderados de acuerdo con la importancia de cada moneda en la deuda exterior española), corregidos por la tasa de variación del índice de tipo de cambio efectivo real de la peseta con los países industrializados.
- De la *ratio* del *stock* de deuda pública en términos del PIB, b_t , que mide el impacto de la política fiscal debido a la acumulación de déficit públicos en el pasado.
- De la *ratio* de las disponibilidades líquidas en términos del PIB, m_t , que recoge el impacto de las tensiones producidas por la política monetaria.

(10) Una descripción detallada de las fuentes y de la construcción de cada una de las variables se puede ver en el apéndice.

e) De la necesidad de financiación de las Administraciones Públicas, n_{fpu} , como variable representativa de la presión del desahorro público.

f) De las variables que afectan al ahorro privado: en primer lugar, la riqueza privada en términos reales¹¹, $w_{r,t}$ y, en segundo lugar, los factores demográficos, aproximados para el caso español por la proporción de la población activa en el total de la población¹², $t_{pa,t}$. Esta variable demográfica debería ser medida estrictamente por el porcentaje de la población de más de 65 años. Sin embargo, esta serie aparece fuertemente correlacionada con la riqueza privada, por lo que ha sido finalmente aproximada por la proporción de la población en edad activa. Así, una baja participación de la población activa en el total de la población indicaría una reducida proporción de la población en edad de obtener ingresos o, lo que es lo mismo, una baja propensión a ahorrar y una presión al alza del tipo de interés real.

En el análisis econométrico se utiliza la teoría de la cointegración [véase Engle y Granger (1987)] como método de selección de variables. Se trata de investigar la posibilidad de que existan relaciones de largo plazo empíricamente satisfactorias que contengan un menor número de variables que la totalidad de las especificadas en [14]. Una relación podría ser considerada como tal cuando el residuo que resulte de ella sea estacionario. Para tal fin los pasos que contempla esta estrategia son cuatro: a) determinación del orden de integrabilidad de las variables de [14]; b) eliminación de las variables estacionarias, puesto que no afectarán al largo plazo de la relación; c) estimación por mínimos cuadrados ordinarios de las relaciones candidatas a ser consideradas como de equilibrio a largo plazo y contraste de estacionariedad de los residuos resultantes; y d) estimación de un modelo de corrección de error, en el que se aborde una especificación dinámica.

2.2. Cointegración y modelo a largo plazo

Como bien es sabido, el primer paso del análisis de la cointegración consiste en la determinación del orden de integrabilidad de las variables seleccionadas en el modelo teórico. Para este fin, se utilizan los contrastes no paramétricos propuestos por Phillips y Perron (1988), que generalizan la especificación del proceso generador de los datos, abandonando el supuesto simplificador de perturbaciones idéntica e independientemente distribuidas subyacente en los contrastes clásicos de Dickey y Fuller (1981), e imponiendo condiciones más generales sobre la secuencia de la perturbación. En Esteve y Tamarit (1993) se razona con detalle que las variables $rl_{p,t}$, $r_{k,t}$, m_t , $n_{fpu,t}$ y $t_{pa,t}$ pueden ser consideradas como integrales de orden uno o $I(1)$. Por otra parte, en este estudio se muestra que b_t y el

(11) A diferencia del trabajo de Coorey (1992) para la economía americana, nosotros incluimos en la definición de riqueza neta del sector privado los bonos del gobierno. En este sentido, se asume que no se cumple la equivalencia *ricardiana*, siguiendo la evidencia empírica presentada para la economía española en los trabajos de Raymond y González-Páramo (1987) y Fuster (1993).

(12) Desde un punto de vista teórico, la variable demográfica clave en los modelos de ciclo vital es la "proporción de la población que obtiene ingresos respecto al total". Sin embargo, en el caso español, puede resultar válida la aproximación a través de la tasa de actividad global. En primer lugar, porque la tasa de actividad femenina ha ido aumentando de forma tendencial a lo largo del período muestral analizado y, en segundo lugar, porque la elevada economía sumergida en España junto a las prestaciones sociales pueden haber permitido compensar los ingresos globales de las personas en edad de trabajar.

logaritmo de wer_t pueden ser consideradas también como integrables de orden uno, aunque con diversas medias o tendencias determinísticas¹³. Por último, la variable representativa de los tipos de interés reales exteriores, rwr_t , resulta ser integrable de orden cero, es decir, es estacionaria en niveles, por lo que la misma no aparecerá en la relación de cointegración. Para obtener la relación de largo plazo se sigue el método en dos etapas sugerido en Engle y Granger (1987). Así, en una primera etapa, se llevan a cabo regresiones por mínimos cuadrados ordinarios entre $rlpr_t$ y los posibles determinantes que aparecen en la expresión [14] (excepto rwr_t , que resultaba ser estacionaria en niveles). Para contrastar la hipótesis nula de no cointegración se han utilizado los estadísticos habituales propuestos [el Durbin-Watson de la regresión de cointegración (CRDW) y el Dickey-Fuller aumentado sobre los residuos (CRDFA)]. En esta primera etapa se adopta una estrategia gradual, comenzando por la combinación posible más general (expresión [14]), y eliminando progresivamente variables hasta encontrar la relación que pueda considerarse satisfactoria.

En el cuadro 1 se presentan los resultados de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de los candidatos seleccionados para constituir una relación de largo plazo, una vez eliminadas las variables no significativas. Todos los parámetros estimados tienen los signos esperados de acuerdo con la expresión del

Cuadro 1: RELACIÓN DE EQUILIBRIO A LARGO PLAZO ENTRE LOS TIPOS DE INTERES REALES Y SUS DETERMINANTES
Estimación por mínimos cuadrados ordinarios

$$rlpr_t = 0,084 + 0,98 rkr_t + 0,05 \log wer_t - 1,83 tpa_t + \hat{u}_t \quad [15]$$

(0,53) (13,5) (7,8) (-5,0)

$$\bar{R}^2 = 0,88 \quad CRDW = 1,16 \quad CRDFA = -4,41 \quad (k=1)$$

$$e' e = 0,0054 \quad \hat{\sigma} = 0,015 \quad Q(14) = 20,22$$

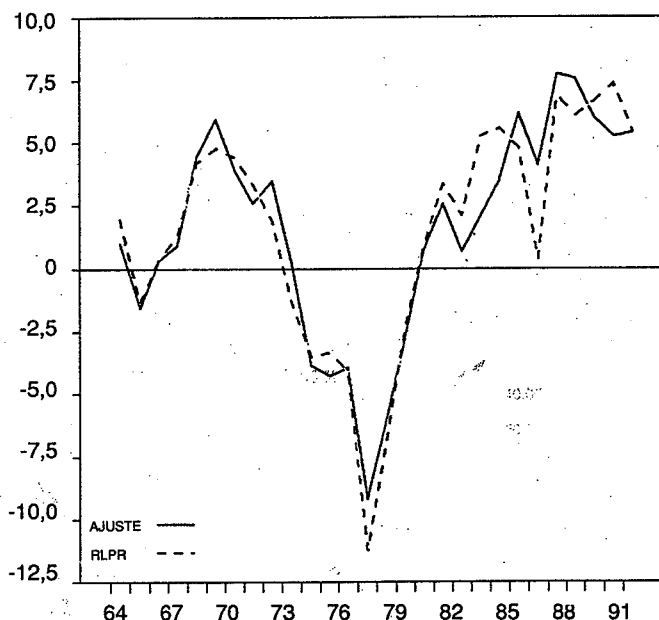
$$T = 28 \quad (1964 - 1991)$$

- (a) Los estadísticos t que aparecen bajo las estimaciones de los parámetros son inconsistentes.
 (b) La hipótesis nula siempre es la de no estacionariedad de los residuos. Se rechaza para valores mayores que los tabulados al 5%:
 - CRDW = 1,10, de Dolado (1989), para $n = 4$ y $T = 50$.
 - CRDFA = -3,98, de Engle y Yoo (1987), para $n = 4$ y $T = 50$.

(13) Con más precisión se concluye que son integrables de orden uno, $I(1)$, en sentido débil con tendencias segmentadas en la media. Las peculiaridades del período muestral, que parecen recoger un solo ciclo largo de la economía española son, en buena parte, responsables de que las primeras diferencias de estas dos variables parezcan ser no estacionarias y/o tener dos medias distintas. Para un análisis más detallado de la estacionariedad de b_t y de $\log wer_t$, véase Esteve, Fernández y Tamarit (1993) y Andrés, Molinas y Taguas (1990), respectivamente.

modelo teórico [14]. Los contrastes de cointegración utilizados muestran claramente que puede rechazarse la hipótesis de que los residuos de esa ecuación son no estacionarios. Además, en el gráfico 2 puede observarse que el ajuste obtenido con el modelo es bastante razonable, por lo que dicha ecuación puede considerarse, de manera provisional, como relación de equilibrio a largo plazo.

Gráfico 2: AJUSTE DE LA ECUACIÓN [15]



Como se aprecia en la ecuación [15], una primera variable que aparece como muy influyente en la determinación de los tipos de interés reales es la rentabilidad del capital productivo, rkr_t . En particular, se estima que un aumento del 1% en la rentabilidad produce un incremento de 0,98% de los tipos de interés reales. Estos resultados coinciden con los obtenidos por Raymond y Palet (1987) para la economía española (0,91%), con los resultados de Howe y Pigott (1992) para cuatro países del grupo de los G-5 (1 % para Alemania, Estados Unidos y Francia, y 0,75 para el Reino Unido) y, por último, con las estimaciones de Coorey (1992) para la economía americana. Esta evidencia resalta la importancia de los desplazamientos de la demanda de inversión en la economía española para explicar la determinación de los tipos de interés de equilibrio a largo plazo. Así, los altos tipos de interés reales reflejarían los *shocks* positivos de la demanda de inversión productiva, producidos por aumentos en la rentabilidad esperada.

Otra variable que parece mostrar un efecto relevante, aunque reducido, sobre el comportamiento de los tipos de interés reales es la riqueza del sector privado

en términos reales, $w_{r,t}$. En este caso, un aumento de la riqueza real privada del 1% produce tan sólo un aumento de los tipos de interés reales de 0,05 puntos porcentuales.

Por último, se obtiene también un coeficiente negativo y muy significativo para las variables demográficas, representadas para el caso español por la participación de la población activa en el total de la población, t_{pa} . Esta variable parece tener un efecto muy notable sobre los tipos de interés: un aumento de un 1% de la población activa produce una caída del 1,83% sobre los tipos de interés reales en el largo plazo, vía el aumento del ahorro privado.

Por otra parte, no se obtuvo una relación significativa de largo plazo entre la variable representativa de las tensiones provocadas por la política monetaria, m_t , medida por la *ratio* de la M3 sobre el PIB, si bien su coeficiente era del signo correcto, es decir, negativo. Estos resultados contradicen los obtenidos por Raymond y Palet (1987), que atribuían un papel significativo a la política monetaria en la determinación de los tipos de interés reales. De todas formas, este resultado no debe sorprendernos demasiado debido a la dificultad empírica de aislar los efectos de las políticas monetarias sobre los tipos de interés [a este respecto, véase, por ejemplo, Barro (1981) y Barro y Sala-i-Martin (1990)].

Las variables representativas de la presión de la política fiscal sobre los tipos de interés reales, medida a través de los déficit públicos corrientes, $n_{fpu,t}$, y por la acumulación de los déficit pasados, b_t , aparecían con un coeficiente positivo pero no significativo, por lo que no se incluyen en la ecuación [15]. Ello hace pensar, tal y como encuentran Barro y Sala-i-Martin (1990) para diez países de la OCDE, que la economía española responde más a un punto de vista "ricardiano" de la política fiscal, escuela en la que se otorga escasa importancia al papel de la deuda pública y los déficit públicos en la determinación de los tipos de interés reales¹⁴.

Esta ausencia de relación a largo plazo entre los tipos de interés reales y los déficit públicos o el *stock* de deuda contradice recientes estudios para la economía española, en los que sí se encuentra una relación positiva [véase Raymond y Palet (1989) y González-Páramo, Roldán y Sebastián (1992)]. De todas formas, la evidencia empírica a nivel internacional en este terreno no es en absoluto concluyente¹⁵.

Por otra parte, la ausencia de una relación a largo plazo entre los tipos de interés reales y las variables representativas de las políticas monetaria y fiscal no implica que éstas variables no tengan una significativa influencia en los movimientos de los tipos de interés reales. Como se tendrá ocasión de comprobar en la siguiente sección, la variable representativa de la política fiscal juega un importante papel en las fluctuaciones a corto plazo de los tipos de interés al aparecer en la ecuación dinámica. Ello quiere decir, en definitiva, que la política fiscal ayuda a explicar en gran medida las fluctuaciones de los tipos de interés reales

(14) Véase Barro (1989), para una excelente síntesis de la escuela neoricardiana de la política fiscal.

(15) En otros trabajos, los resultados son aún más sorprendentes ya que se encuentran efectos negativos de los déficit públicos sobre los tipos de interés, como por ejemplo, Evans (1987), para tipos nominales de seis países de la OCDE, y Plosser (1987), para tipos nominales y reales de la economía americana.

alrededor de su tasa de equilibrio a largo plazo, dada por la expresión [15] del texto¹⁶.

2.3. Modelo dinámico

La segunda etapa del procedimiento de Engle y Granger consiste en la especificación dinámica mediante la estimación de un modelo de corrección de error (MCE). El teorema de representación de Granger [véase Engle y Granger (1987)] establece que si un conjunto de variables están cointegradas, entonces existe una representación de dichas variables en forma de MCE, y viceversa. Esta correspondencia entre cointegración y MCE resulta ser un contraste más robusto de la validez de las regresiones de cointegración como relaciones de largo plazo, a través de la obtención de una *ratio t* significativa para el coeficiente de corrección de error.

De este modo, a partir de la relación de largo plazo [15] entre tipos de interés reales, rentabilidad real del capital, riqueza real privada y tasa de la población activa se puede obtener un modelo de corrección de error en el que sólo se consideran efectos a corto plazo, tanto de las variables que forman parte del largo plazo, como de las otras variables candidatas a influir en la evolución de los tipos de interés reales. Se trata, pues, de la inclusión de variables que inciden en la dinámica de corto plazo sin afectar a la relación de equilibrio de largo plazo.

Siguiendo la metodología de modelización de lo general a lo particular [véase, por ejemplo, Hendry, Pagan y Sargan (1984)], se comenzó el análisis dinámico con un modelo sobreparametrizado con dos desfases en todas las variables de la ecuación [14], eliminando sucesivamente aquellas que no resultaban significativas, hasta obtener una representación escueta del Proceso Generador de los Datos (PGD).

En el cuadro 2 se recoge la ecuación dinámica preferida correspondiente a la relación a largo plazo [15], estimada por mínimos cuadrados no lineales en una etapa. Esta ecuación se obtiene a partir de un modelo más general y la estimación reproduce esencialmente los parámetros de largo plazo. Las elasticidades de largo plazo respecto a la rentabilidad real del capital físico y a la tasa de participación de la población activa varían ligeramente respecto a las estimadas en la expresión [15]. Ello es debido a que los estimadores obtenidos en la relación a largo plazo por Mínimos Cuadrados Ordinarios son sesgados en pequeñas muestras. Todas las variables tienen el signo correcto, tanto en el corto como en el largo plazo.

El coeficiente del término de error tiene signo negativo como era previsible, dado que su efecto debe ser el contrario a la situación de equilibrio a largo plazo en el período anterior. El valor estimado (-0,87) debe interpretarse como el porcentaje de corrección en los tipos de interés reales durante un período de la separación en el momento anterior respecto a la relación de equilibrio.

La dinámica de corto plazo se puede agrupar en dos bloques. En el primero aparecen dos de las tres variables que también se manifiestan en la relación de largo plazo. En primer lugar, los tipos de interés reales responden rápidamente a los cambios en la rentabilidad real del capital productivo; en segundo lugar, los tipos de interés responden significativamente, aunque con cierto retraso, a las variaciones de la riqueza real privada.

(16) Este resultado es similar al obtenido por Howe y Pigott (1992) para el grupo de los G-5.