

8214

PROBLEMAS Y ENFOQUES EN LA  
PREDICION DE LOS TIPOS DE INTERES

Antoni Espasa



## I N D I C E

- I.- Introducción.
- II.- Predicción y mercados eficientes.
- III.- Métodos estadísticos para la predicción económica.
- IV.- Estructura de las series españolas de tipos de interés.
- V.- Modelos univariantes para explicar los tipos de interés.
  - V.1. Análisis univariante de la serie diaria de coste medio de los créditos a un día en el mercado interbancario.
  - V.2. Tipos de interés en el mercado interbancario por operaciones realizadas al día siguiente (medias decenales de datos diarios).
  - V.3. Análisis univariante de la serie mensual de tipos de interés pagados por la banca privada en depósitos a un año.
  - V.4. Análisis univariante de los tipos de interés cobrados por la banca en créditos de uno a tres años.
  - V.5. Análisis univariante del rendimiento interno de las obligaciones.
  - V.6. Resumen de los estudios univariantes de distintas series de tipos de interés.
- VI.- Predicción econométrica o análisis fundamental.
- VII.- El análisis técnico en la predicción de los tipos de interés.
- VIII.- Conclusiones.



## I.- INTRODUCCION (\*)

Los tipos de interés son precios que se forman en mercados de dinero y sobre estos mercados predomina la convicción de que son eficientes o casi eficientes. Por ello, en un trabajo como éste la primera cuestión a tratar es la consideración de si tal predicción es posible cuando los mercados son eficientes. A ello dedicamos la sección II, en donde se presentan resultados teóricos de diferentes autores que llevan a la conclusión de que la predicción de los tipos de interés a corto plazo es posible.

La predicción de los tipos de interés, como series temporales económicas que son, la discutimos en el marco de los métodos estadísticos que normalmente se emplean para dichas series. Estos métodos se presentan en la sección III.

Antes de tratar un problema concreto de predicción conviene conocer los aspectos que se desean predecir. Por ello, la sección IV la dedicamos a comentar la estructura que se observa en diferentes series españolas de tipos de interés. En este examen se pone de manifiesto que lo importante, en el caso de los tipos de interés, es predecir los principales puntos de giro en la evolución de dichas series. Con ello, tenemos que uno de los procedimientos estadísticos más empleados en la pre-

---

(\*) Este documento se basa en una serie de trabajos realizados en el Servicio de Estudios del Banco de España en el último año y forma parte de un proyecto en curso sobre un modelo decenal multivariante para la predicción y control del sistema monetario. Estoy agradecido a José Pérez por haberme presentado el tema objeto de este trabajo y haberme introducido en los problemas fundamentales que en él se encierran. En la realización del trabajo me he beneficiado enormemente de múltiples discusiones mantenidas con Javier Arístegui e Ignacio Garrido a quienes estoy muy agradecido por todas sus sugerencias. Deseo expresar también mi agradecimiento a José Antonio Carro, Ascensión Molina y María Luisa Rojo por su colaboración como ayudantes de investigación. La labor mecanográfica fué realizada por María Cruz Sanz y los gráficos por Valeriano García y Rafael Martínez.

dicción económica, como es el análisis univariante, será de muy poca utilidad en la tarea de predicción que nos preocupa. No obstante, la sección V se dedica al análisis univariante de cinco series de tipos de interés tres mensuales, una decenal y una diaria con el fin de perfilar las características más esenciales, en cuanto a tendencia, estacionalidad e importancia del componente errático, de tales series. Estas características se resumen en el cuadro 6.

El método de predicción que puede ser útil para las series de tipos de interés es el basado en modelos econométricos. Pero esto no es una tarea fácil cuando el objetivo es la predicción a corto plazo, pues la dinámica temporal y la intensidad con que determinadas variables económicas influyen en los tipos de interés cambia a lo largo del tiempo. Esta problemática se trata en la sección VI, donde se advierte al lector que cualquier predicción de tipos de interés ha de basarse en un análisis "fundamental" de estas relaciones entre variables económicas. La predicción econométrica intenta incorporarlo en los modelos que utiliza, pero cuando no se dispone de modelos econométricos para predecir y se recurre a procedimientos alternativos como el "análisis técnico", que se presenta en la sección VII, hay que ser conscientes de que tales métodos alternativos no pueden utilizarse aisladamente. En la actualidad, gran parte de las predicciones que se realizan en distintos países sobre los tipos de interés se basan en una integración de un análisis fundamental junto con el análisis técnico. El primero sirve para estudiar si se dan condiciones económico-financieras compatibles con un cambio de tendencia en los tipos de interés y el segundo para obtener una señal específica de que el cambio está ocurriendo.

Por último en la sección VIII se recogen algunas conclusiones de este trabajo.

## II.- PREDICCIÓN Y MERCADOS EFICIENTES

El concepto de mercado eficiente lo podemos expresar, siguiendo a Jensen (1978), de la siguiente forma: "un mercado es eficiente respecto a un conjunto de información  $\theta_t$  si es imposible realizar beneficios económicos negociando en el mismo basándose en la información contenida en  $\theta_t$ ". Cuando  $\theta_t$  contiene sólo la historia pasada de los precios del mercado se dice que éste tiene la característica de eficiencia en su modalidad débil. Si  $\theta_t$  contiene toda la información disponible públicamente en el momento  $t$ , se habla de eficiencia en su modalidad semifuerte y si  $\theta_t$  contiene todo tipo de información que puede ser conocida en  $t$ , se habla de eficiencia en su modalidad fuerte.

El concepto de eficiencia en su modalidad débil suele identificarse con la hipótesis de sendero aleatorio. Un proceso sendero aleatorio es el modelo estadístico en el que el valor de una variable en el momento  $t$ ,  $X_t$ , viene dado por el valor registrado en  $t-1$ , más un elemento aleatorio, o impredecible en función de su propio pasado,  $a_t$ , que tiene media cero. Puesto en forma algebraica tenemos que:

$$X_t = X_{t-1} + a_t \quad , \quad (\text{II.1})$$

o lo que es lo mismo:

$$X_t - X_{t-1} = a_t \quad , \quad (\text{II.2})$$

es decir, los incrementos o variaciones de  $X$  son impredecibles. Del componente  $a_t$  se dice que viene generado por un proceso ruido blanco con media cero.

El modelo (II.2) referido a precios de activos financieros suele expresarse considerando, en el lugar de  $X_t$ , el loga-

ritmo del precio en cuestión en el momento  $t$ .

La hipótesis de sendero aleatorio se ha contrastado con series de cotizaciones o índices de cotizaciones en bolsa. Un estudio bastante completo es el contenido en Cooper (1982) examinando mercados de cincuenta países diferentes. Su conclusión es que la hipótesis se cumple con las series examinadas referidas a Estados Unidos y el Reino Unido, pero la evidencia en su favor es menor con las series referentes a otros países. No obstante, para estos últimos casos, el autor se muestra escéptico respecto a si la falta de aleatoriedad en los mencionados rendimientos es de suficiente magnitud como para que un inversor pueda realizar beneficios en exceso sobre una cartera seleccionada al azar.

No obstante, la hipótesis de sendero aleatorio como esquema para describir el comportamiento de los precios financieros no parece muy buena. En efecto, en situaciones inflacionarias los incrementos de los precios, o quizás mejor, sus tasas de crecimiento, tendrán una media distinta de cero. Por ello es interesante introducir un modelo sendero aleatorio en el que el proceso ruido blanco de base tenga media no nula. Denominemos  $a_t^*$  a las variables de tal proceso y supongamos que tienen una media  $m$ . En tal caso tendremos:

$$a_t^* = m + a_t \quad (\text{II.3})$$

y podremos escribir

$$X_t = X_{t-1} + m + a_t \quad , \quad (\text{II.4})$$

o, si suponemos que el proceso comenzó en  $t = 0$ ,

$$X_t = X_0 + t.m + \sum_{j=1}^t a_j \quad . \quad (\text{II.5})$$



A (II.4) se le denomina sendero aleatorio con deriva y ésta viene dada en (II.5) por el término  $X_0 + t.m$ . En (II.5) el nivel medio de  $X_t$  no es constante para cualquier valor de  $t$  sino que viene dado por la expresión:

$$X_0 + t.m \quad . \quad (II.6)$$

Vemos, pues que (II.4) ó (II.5) son esquemas más generales que (II.2) para representar el comportamiento de los precios en mercados financieros, pero tienen el inconveniente de que obligan a que la deriva de éstos sea determinística. Una generalización de (II.4) la constituyen los denominados "modelos tendencias de precios" (MTP), introducidos por Taylor (1980). En estos modelos:

$$\log X_t = \log X_{t-1} + u_t + a_t \quad , \quad (II.7)$$

en donde  $u_t$  es una deriva estocástica destinada a recoger la influencia de los factores inflacionistas sobre los precios. El modelo básico que Taylor propone para  $u_t$  es:

$$\begin{aligned} u_t &= u_{t-1} \quad , \quad \text{con probabilidad } p \\ &= m + \eta_t \quad , \quad \text{con probabilidad } (1-p) \quad (*) \end{aligned}$$

en donde  $\eta_t$  viene generado por un proceso ruido blanco con media cero.

Denominando  $X_t^*$  a  $\log X_t$  y utilizando el operador de retardos  $L$ , que es aquél que aplicado  $i$  veces a una variable  $z_t$  la retarda  $i$  períodos, es decir:

$$L^i z_t = z_{t-i} \quad , \quad (II.8)$$

tenemos que (II.7) se puede expresar de la forma:

$$(1-L)X_t^* = u_t + a_t \quad . \quad (II.9)$$

---

(\*)  $u_t = 0$  con probabilidad uno es el caso de sendero aleatorio y  $u_t = m$  con probabilidad uno es el caso de sendero aleatorio con deriva determinística.

Para simplificar la notación en lo que sigue denominaremos  $W_t$  a:

$$W_t = (1-L)X_t^* . \quad (\text{II.10})$$

También, con fines de simplificación, representemos el operador  $(1-L)$  por  $\Delta$ .

La hipótesis de sendero aleatorio con deriva se puede contrastar contra la hipótesis de MTP, utilizando el resultado de que la correlación entre las distintas  $W_t$ ,

$$\rho_i = \text{Cor} (W_{t-i}, W_t) , \quad (\text{II.11})$$

bajo la hipótesis de MTP, viene dada por la fórmula:

$$\rho_i = A p^i , \quad \forall i, \quad A > 0, \quad 1 > p > 0^{(*)} . \quad (\text{II.12})$$

En Taylor (1980) y (1982) se realiza dicho contraste utilizando series diarias de mercados ingleses y estadounidenses y, en general, se rechaza la hipótesis de sendero aleatorio.

La predicción óptima bajo la hipótesis de MTP es fácil de calcular teniendo en cuenta que las correlaciones  $\rho_i$  en un MTP corresponden a las de un modelo ARMA(1,1)<sup>(\*\*)</sup> para  $W_t$  con determinadas restricciones en los parámetros, véase Taylor(1980) pg. 344. El error de predicción bajo la hipótesis MTP no se reduce de forma importante respecto el error obtenido bajo la hipótesis de sendero aleatorio, pues la magnitud de las correlaciones  $\rho_i$  son todas muy pequeñas (inferiores a 0,05 en las series inglesas consideradas por Taylor). No obstante, parece posible predecir bastante correctamente si el término tendencial en el MTP va a ser positivo o negativo y formular estrategias de actuación en el mercado basadas sobre tales predicciones. Taylor (1982) anuncia próximos artículos en los que se describa el éxito de dichas estrategias.

---

(\*) Véase Taylor (1980) y (1982).

(\*\*) Para la definición de modelos ARMA(p,q), es decir autorregresivos y de medias móviles de orden p y q respectivamente, véase Box-Jenkins (1970). Una brevísima presentación de tales modelos puede encontrarse en Espasa (1980) pg. 35-40.

Estos resultados de Taylor demuestran que el modelo de sendero aleatorio no es bueno para describir el comportamiento de los precios en mercados financieros y apuntan ciertas dudas sobre la creencia de que tales mercados sean eficientes de forma semi-fuerte. En realidad, esta hipótesis de eficiencia semi-fuerte, (ESF), dado que la información es costosa y que existen analistas y agentes de mercado que invierten en recoger y procesar la información pública disponible, necesita ciertas matizaciones -véase Grossman y Stiglitz (1980)-, pues o bien tales individuos no actúan racionalmente o bien los precios del mercado en cuestión no reflejan perfectamente dicha información.

En Hatjoulis y Stark(1981) se discute esta paradoja comentando el trabajo de Grossman y Stiglitz(1980) y la exposición que sigue está basada en el artículo de aquéllos. Supongamos que todos los inversores son iguales en el sentido de que tienen las mismas habilidades, pero cada inversor ha de decidir si se gasta dinero o no para estar plenamente informado, es decir, para recoger y procesar la información pública. Los inversores decidirán estar plenamente informados siempre y cuando la utilidad esperada por ello sea, al menos, la utilidad esperada en el caso de no estar plenamente informado. El equilibrio en el mercado ocurre cuando ambas utilidades son iguales, lo que implica que los precios del mercado no revelan toda la información que poseen los plenamente informados. Por ello, la hipótesis de eficiencia (semifuerte) necesita redefinirse de forma que el nuevo concepto no se rechace por el hecho de que los agentes informados obtengan rentabilidades superiores a los no informados, sino que se rechazará sólo cuando ese exceso de rentabilidad supere a la "rentabilidad normal" por invertir en obtener información. En consecuencia, parece poder afirmarse que "el procesamiento de la información pública es probablemente una actividad rentable tanto si se considera la ganancia como la rentabilidad normal del procesamiento de información, como si se con-

sidera una rentabilidad en exceso por la utilización eficiente de la información" (\*) en el mercado financiero.

Hemos comentado la hipótesis de eficiencia para mercados financieros, pero si distinguimos entre mercados de acciones y el resto de los mercados financieros nos encontramos con que la creencia de que los mercados son eficientes está mucho menos extendida en éstos últimos que en los primeros. En concreto, para los mercados monetarios la eficiencia se relaciona, véase Pesando (1981), con la imposibilidad de predecir los movimientos a corto de los tipos de interés a largo plazo, pero no con la imposibilidad de predecir los tipos de interés a corto plazo.

En conclusión, tenemos que la predicción de los tipos de interés a corto plazo y los movimientos cíclicos de los tipos a largo es una tarea factible.

---

(\*) Hatjoulis y Stark (1981) pg. 4.

### III.- METODOS ESTADISTICOS PARA LA PREDICCION ECONOMICA

Para tratar el problema de la predicción de los tipos de interés puede ser conveniente empezar dando una breve descripción de los métodos utilizados para la predicción de series económicas en general. Esta se realiza en la actualidad, principalmente, mediante procedimientos estadísticos. Estos los podemos agrupar en: a) univariantes y b) econométricos.

En los primeros sólo se utiliza la información presente y pasada de la serie en cuestión, para predecir sus valores futuros. Dentro de esta categoría podemos distinguir, véase por ejemplo Espasa (1980), métodos tales como los basados en el alisado de las series, de entre los cuales cabe destacar los desarrollados por los profesores Holt y Winters, los basados en esquemas de autorregresión, etc.; pero la mayor parte de ellos son casos concretos con un procedimiento más general, el realizado con los modelos ARIMA (autorregresivos integrados y de medias móviles), que fue introducido a finales de la década de los sesenta por los profesores Box y Jenkins (1970).

Los procedimientos que nosotros englobamos en el término econométricos, utilizan tanto la información presente y pasada de la serie a predecir como la referida a otras series con las que esté relacionada. En estos casos se parte de modelos, previamente especificados y estimados, en donde se formula la relación concreta entre las distintas variables consideradas. Los procedimientos econométricos los podemos subdividir en uniecuacionales o multiecuacionales según se basen en modelos con una o varias ecuaciones. El método basado en lo que, en determinada literatura estadística, se ha denominado funciones de transferencia<sup>(\*)</sup> -también introducido de forma

---

(\*) En la literatura econométrica estos modelos suelen denominarse de retardos racionales distribuidos.

sistemática en Box-Jenkins (1970)- constituye un procedimiento bastante general dentro de los uniecuacionales, así como los basados en los modelos ARIMA multivariantes (\*) -véase Tiao y Box (1981)- lo son en la clase de los multiecuacionales. La predicción econométrica utiliza un conjunto de información superior al de la predicción univariante, por lo que aquella no puede, en teoría, ser peor que ésta. Si tal cosa ocurre es por que el modelo econométrico utilizado es incorrecto.

---

(\*) En la literatura econométrica estos modelos son conocidos con el nombre de simultáneos en forma reducida o en forma final.

#### IV.- ESTRUCTURA DE LAS SERIES ESPAÑOLAS DE TIPOS DE INTERES

Antes de comentar la aplicación de -los- métodos de predicción a las series de tipos de interés conviene discutir cuáles son los aspectos más importantes en la evolución de los mismos. Así, es útil, para nuestro propósito en este momento la idea de considerar una serie temporal,  $X_t$ , como compuesta de un elemento tendencial,  $TX_t$ , un elemento cíclico,  $CX_t$ , un elemento estacional,  $SX_t$ , y un elemento residual,  $EX_t$ , de modo que

$$X_t = TX_t + CX_t + SX_t + EX_t \quad . \quad (IV.1)$$

En (IV.1)  $TX_t$  recoge todo cambio de nivel en la serie que no sea cíclico/estacional,  $CX_t$  recoge los cambios cíclicos de nivel en la serie que tienen periodicidad superior a la anual y que no suelen ser constantes de un ciclo a otro,  $SX_t$  recoge los cambios cíclicos de nivel en la serie que tienen periodicidad anual y/o la correspondiente a sus frecuencias armónicas y el elemento  $EX_t$  recoge las desviaciones de la serie sobre la suma de los niveles anteriores ( $TX_t + CX_t + SX_t$ ).

Las ideas tratadas en este estudio las vamos a ilustrar sobre tipos de interés a corto plazo, como los del mercado interbancario, y sobre la serie de rendimiento interno de las obligaciones con período de maduración superior a los siete años (ROB), que es un indicador de tipos de interés a largo plazo<sup>(\*)</sup>. Esta serie la comentaremos, con detalle, más adelante.

---

(\*) Sobre el concepto y el método empleado para la construcción de esta serie véase Garrido (1974) y el Boletín Económico del Banco de España de marzo 1981, pgs. 30 a 45.

En el gráfico 1 se representa la serie mensual ROB así como sus componentes, referidos a obligaciones eléctricas y no eléctricas. Con la simple inspección de este gráfico se capta que dichas series tienen, a lo largo del período 1966-82, una tendencia ascendente,  $TX_t$ , así como una evolución cíclica,  $CX_t$ . En el gráfico 2 se ha estimado el elemento tendencial de  $ROB_t$  y se ha calculado la serie de desviaciones de ROB sobre su tendencia<sup>(\*)</sup> (CSEROB). Esta última incorpora los elementos cíclico, estacional y residual, si bien el componente dominante es el primero. Así, en la inspección de CSEROB, en el gráfico 2, podemos detectar tres ciclos 1967-71. 1971-74 y 1975-79.

En el gráfico 3 se da la serie mensual de tipos de interés en el mercado interbancario en créditos al día siguiente y su descomposición en tendencia y desviación sobre la misma. En dicho gráfico se observa también una tendencia ascendente, si bien las oscilaciones cíclicas sobre la misma son mucho más marcadas que en el caso anterior y de periodicidad inferior a la anual pero irregular, por lo que tales movimientos no pueden considerarse estacionales. Aún cuando la tendencia de los tipos a un día es, en general, ascendente, se observa en ella un ligero decrecimiento a lo largo de 1980. Esto contrasta, como se ve en el gráfico 4, con el marcado carácter ascendente en ese año de la tendencia del ROB.

Parece, pues, que estamos asistiendo a un despegue de los tipos a largo sobre los tipos a corto. Así, en el gráfico 5, donde se representan las series ROB y el tipo de interés en el mercado interbancario para créditos entre 27 y 33 días, vemos que, hasta 1980, ésta última ha oscilado alrededor de la primera, pero desde comienzos de 1981 hasta el fin de la muestra (septiembre de 1982) viene oscilando claramente por debajo de aquélla.

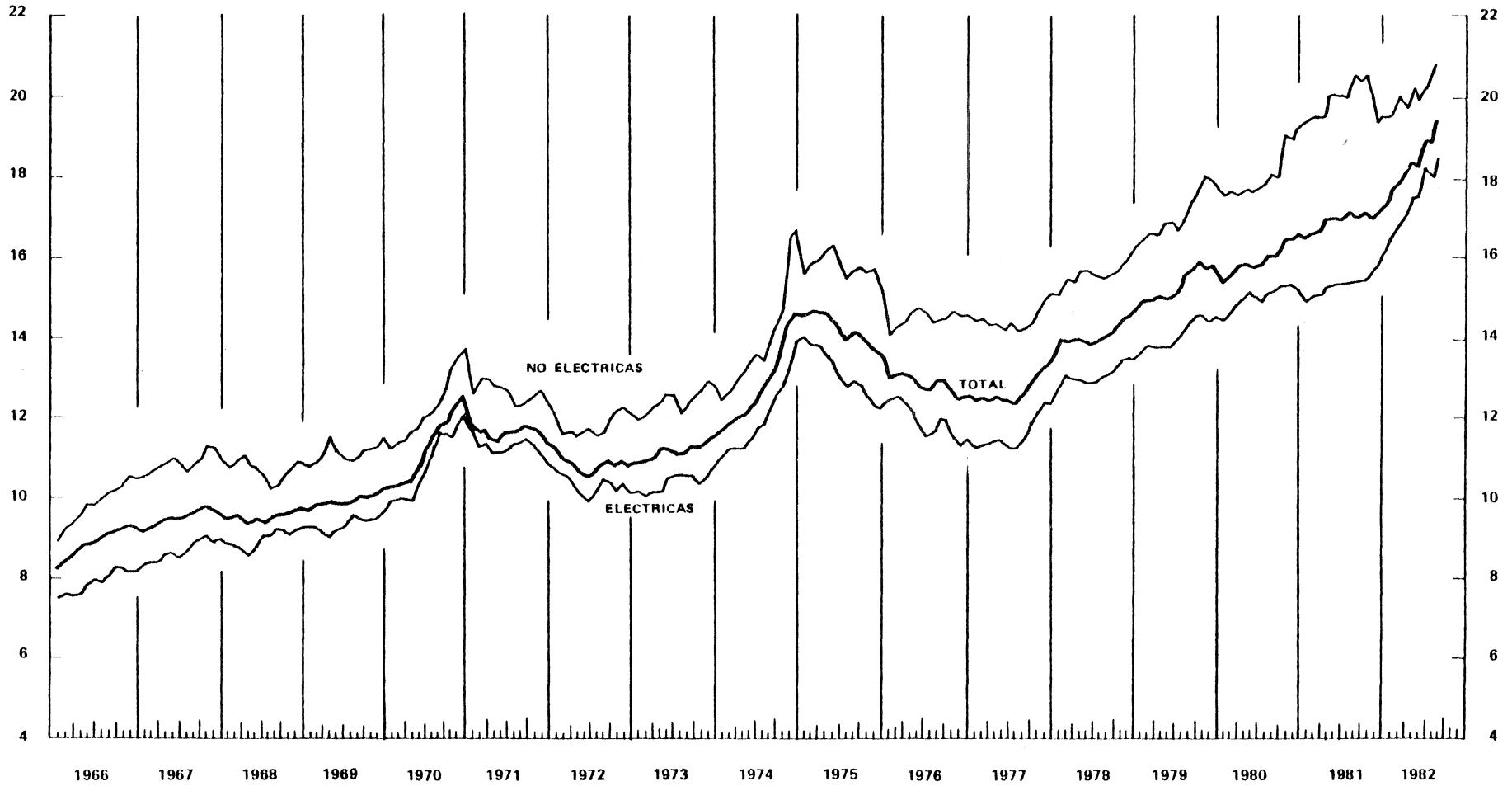
---

(\*) El elemento tendencial se ha estimado por el procedimiento "Phase-Average Trend", PAT, del NBER descrito en Boschan y Ebanks (1976), teniendo en cuenta las rupturas o intervenciones sufridas por la serie ROB en los meses de enero de 1971, 1976 y 1980. Estas rupturas se comentan en el punto V.5. Comentarios sobre la aplicación del método PAT a series económicas pueden verse en Espasa (1981,a).

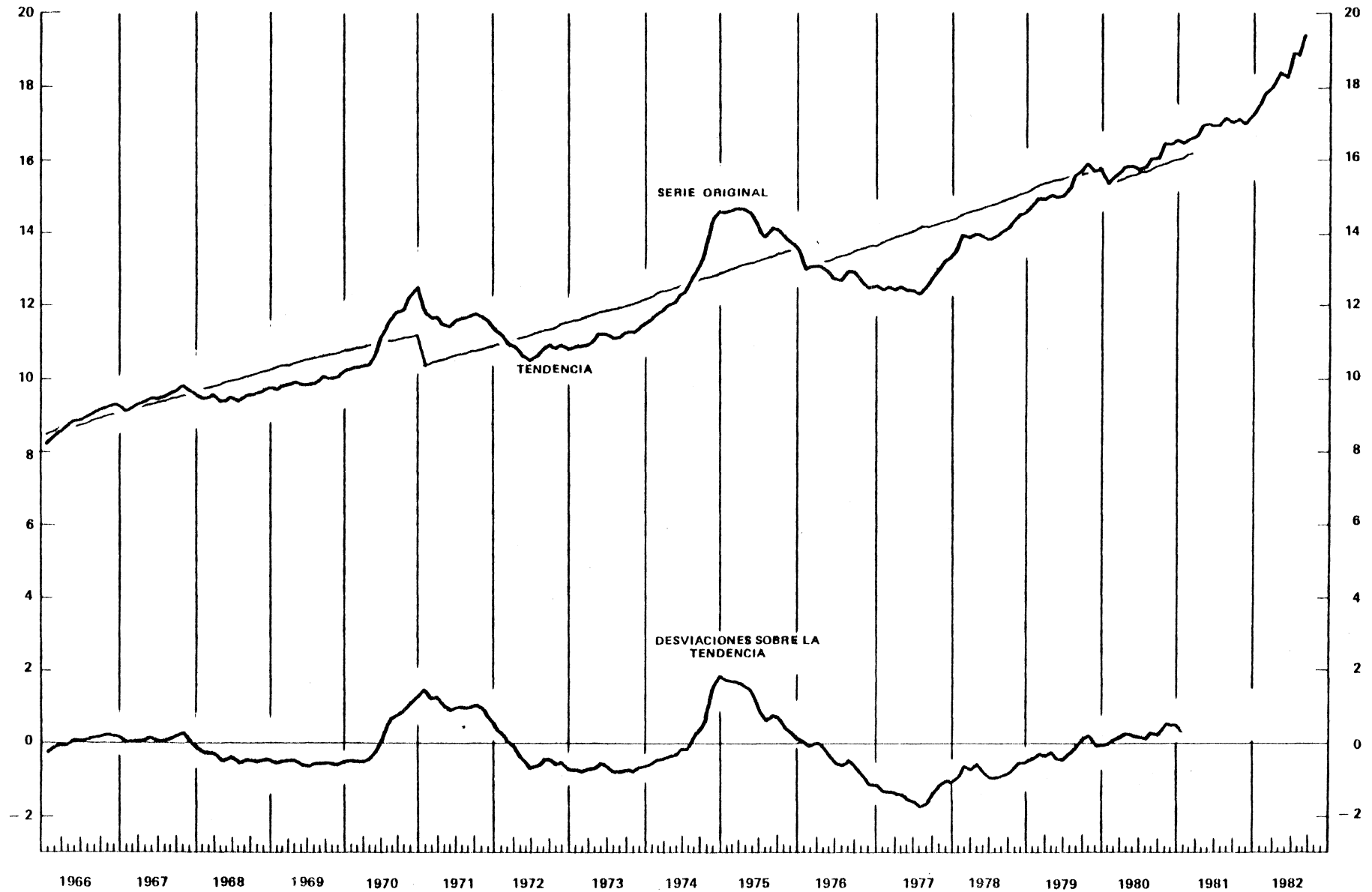


GRAFICO 1.

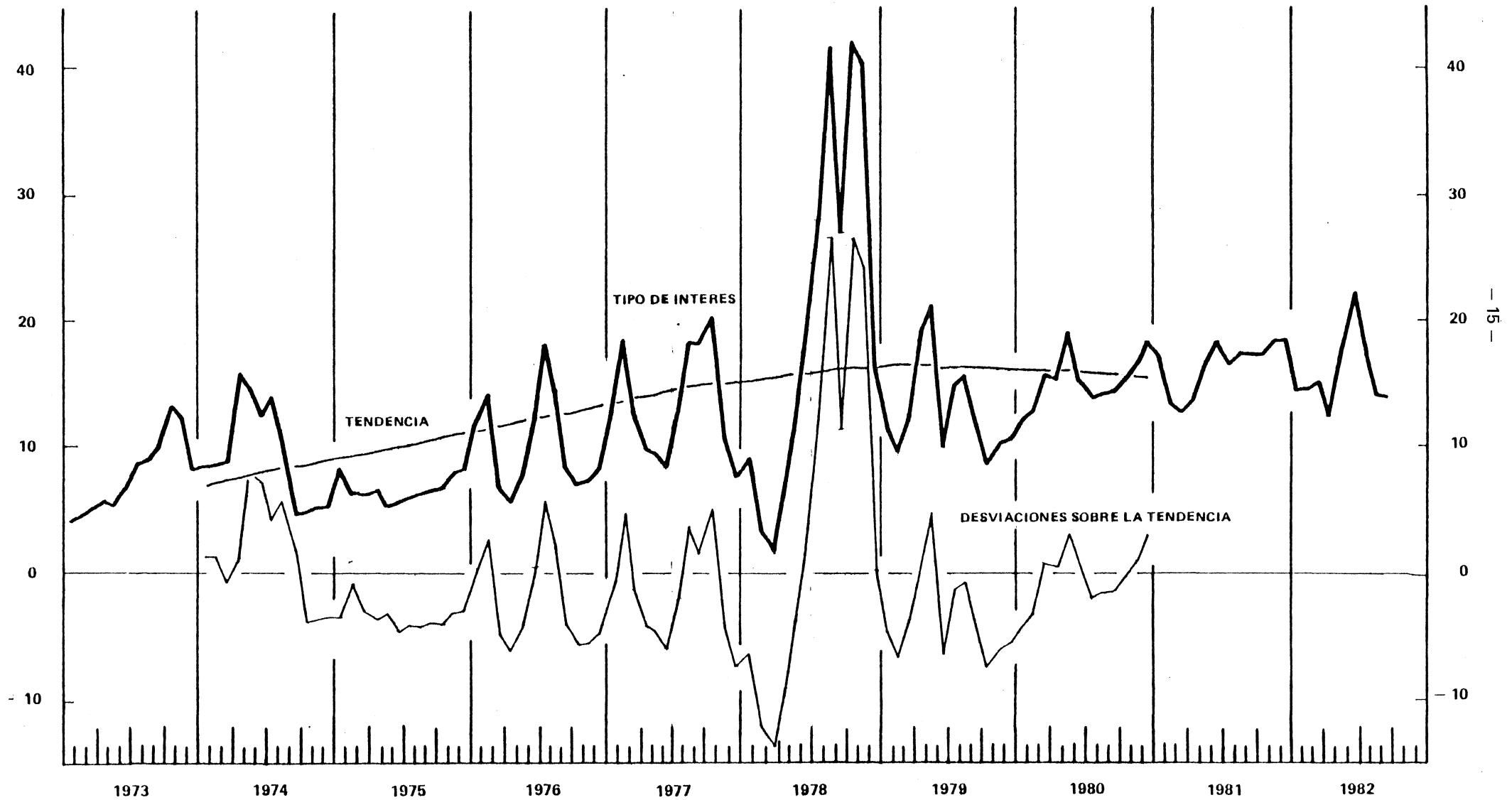
RENDIMIENTO INTERNO DE LAS OBLIGACIONES



RENDIMIENTO INTERNO DE LAS OBLIGACIONES



TIPO DE INTERES EN EL MERCADO INTERBANCARIO EN OPERACIONES REALIZADAS AL DIA SIGUIENTE



TENDENCIAS EN LOS TIPOS DE INTERES A CORTO Y LARGO PLAZO

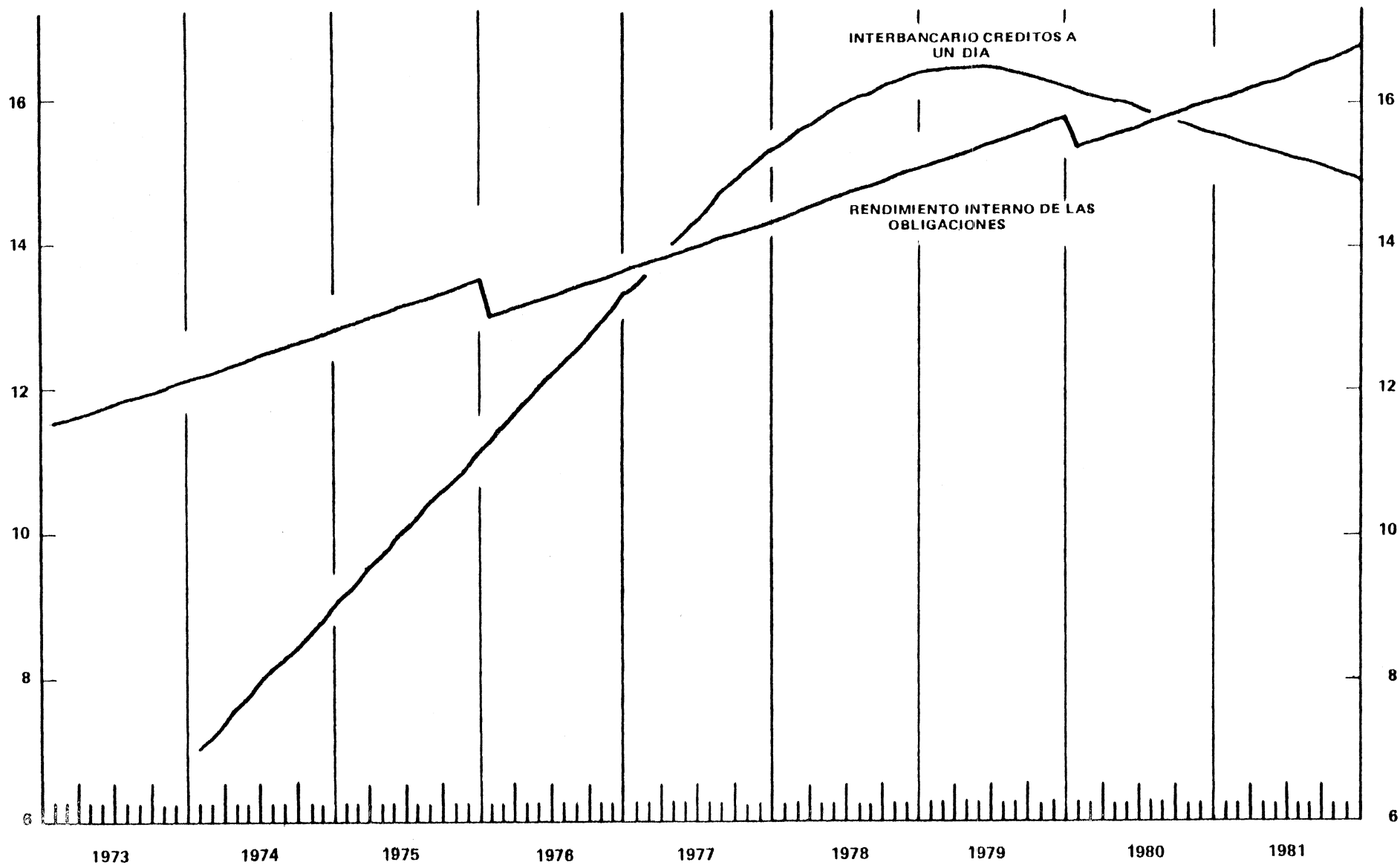
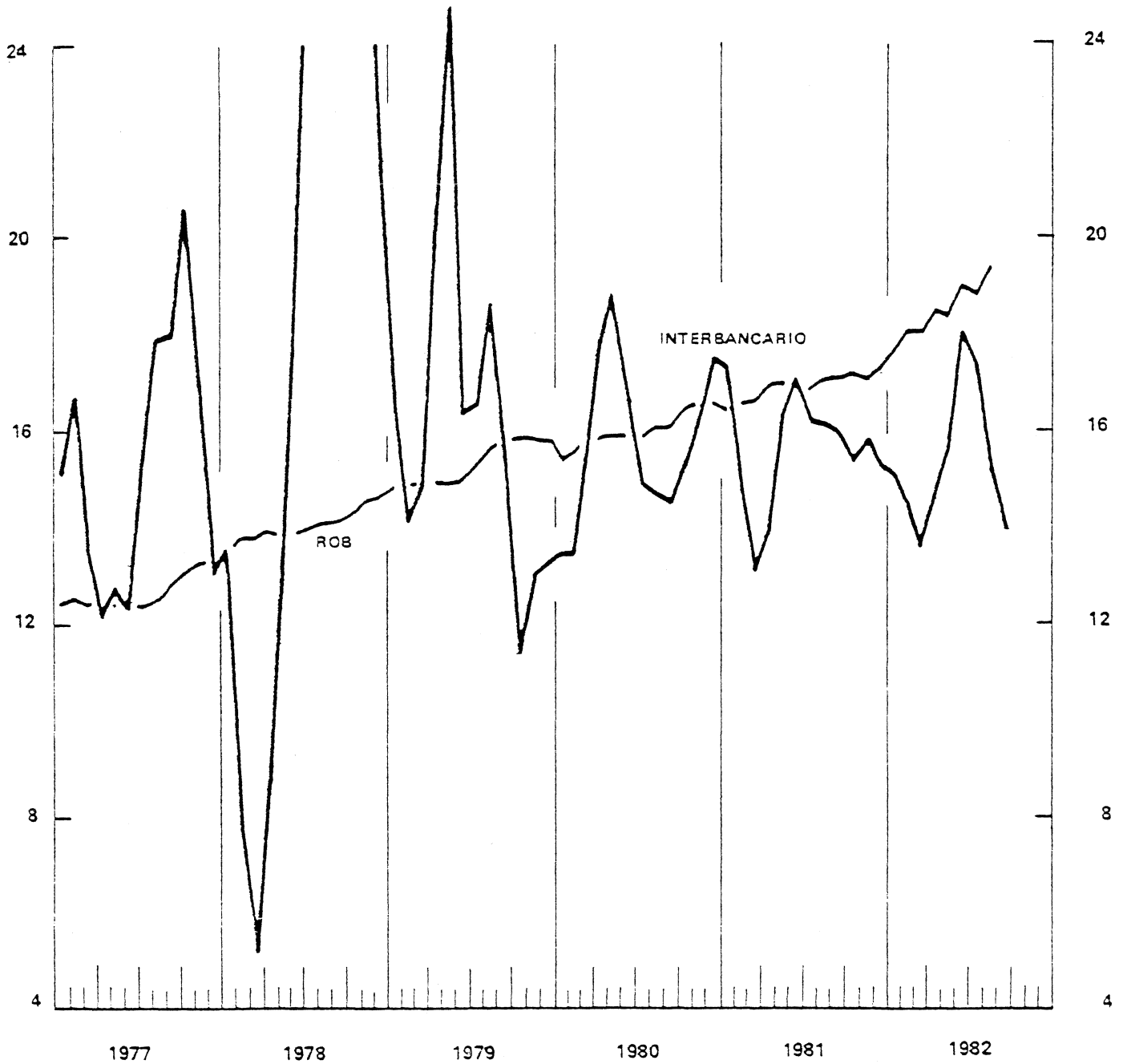


Gráfico 5

RENDIMIENTO INTERNO DE LAS OBLIGACIONES (ROB) Y TIPO DE INTERES  
EN EL MERCADO INTERBANCARIO EN CREDITOS DE 27 A 33 DIAS



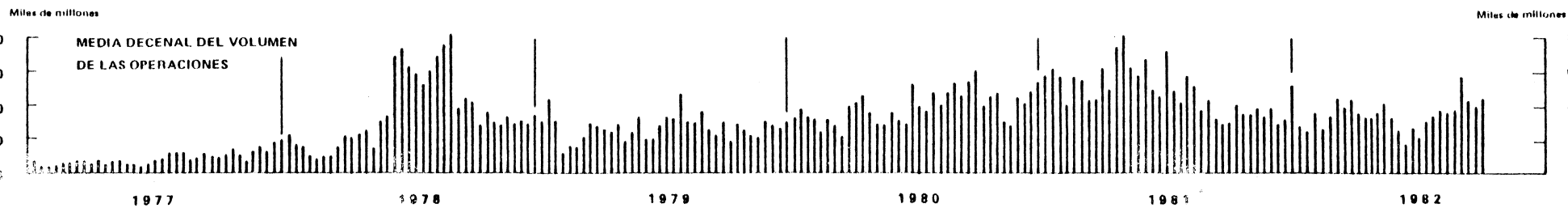
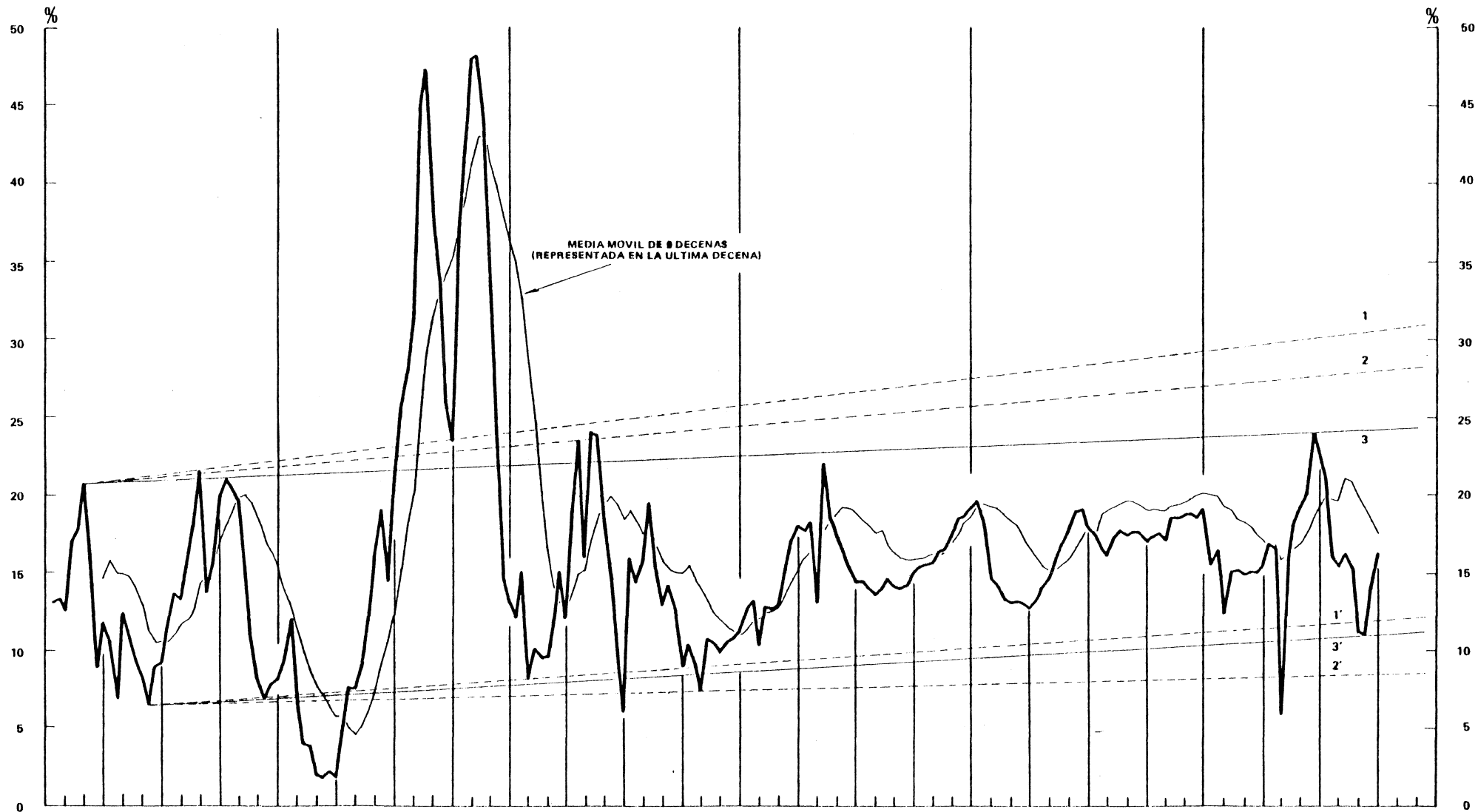
Observando, pues, la evolución del rendimiento interno de las obligaciones, tenemos que los aspectos más importantes a predecir en tal serie son los puntos de giro en los ciclos económicos, como las bajadas iniciadas a finales de 1967 y 1970 y a principios de 1975, o las subidas comenzadas en 1970, 1974 y 1977. Asimismo, es de interés predecir cambios acusados en la tendencia como el que está ocurriendo en 1982<sup>(\*)</sup>.

En la serie decenal (media de cifras diarias) de los tipos de interés del mercado interbancario correspondiente a operaciones realizadas al día siguiente, véase gráfico 6, lo verdaderamente relevante es predecir los puntos de inflexión a la baja, como los observados en la segunda decena de marzo y primera de noviembre de 1977, tercera de noviembre de 1978, tercera de mayo de 1979, tercera de mayo de 1980, tercera de enero y tercera de junio de 1981 y segunda de julio de 1982, o los puntos de inflexión al alza, como los ocurridos en la segunda decena de junio de 1977, primera de abril de 1978, primera de marzo y primera de noviembre de 1979, segunda de agosto de 1980 y primera de abril de 1981.

---

(\*) Existen dudas de si la evolución al alza del ROB en 1982 es debida a medidas fiscales. En tal caso no estaríamos asistiendo a un genuino cambio en la tendencia, sino a un cambio artificial debido a la forma de calcular la serie. Nosotros no entramos aquí en dicha controversia y lo que se expresa en el texto sólo tiene sentido si de verdad se está produciendo ese cambio auténtico de tendencia.

TIPO DE INTERES EN EL MERCADO INTERBANCARIO (MEDIA DECENAL)  
 (En operaciones realizadas en créditos a un día)



V.- MODELOS UNIVARIANTES PARA EXPLICAR LOS TIPOS DE INTERES

Hemos comentado, en la sección anterior, que el aspecto importante a predecir en la evolución de los tipos de interés son los puntos de giro. Estos puntos de giro, en tanto en cuanto corresponden a ciclos de periodicidad variables, no se pueden predecir con modelos univariantes. En consecuencia, la modelización univariante de las series de tipos de interés, tiene poca utilidad para fines predictivos, pero es, no obstante, importante para observar si se rechaza la hipótesis de sendero aleatorio y, en caso afirmativo, para disponer de un esquema que resuma las principales dependencias temporales en la serie y detecte posibles rupturas en la misma.



V.1.- Análisis univariante de la serie diaria de coste medio de los créditos a un día en el mercado interbancario.

Los estudios sobre tipos de interés en el mercado interbancario deben descender a la consideración de modelos diarios. En este apartado nos vamos a fijar en los tipos correspondientes al mercado de créditos al día siguiente, que denominaremos mercado A. Esta serie tiene valores en los días no festivos de lunes a viernes. Los domingos y festivos no son días computables para efectos de cumplimiento del coeficiente de caja y son, por tanto, días en los que no hay demanda y no hay mercado. Además, en las vísperas de tales días el mercado A, tal como ha sido definido, no existe y en su lugar aparece un mercado específico, el de créditos al siguiente día hábil, que denominaremos mercado B. En él los créditos son a dos días, pero para uno de ellos, el festivo, no hay demanda por lo que el precio, tipo de interés, de estos créditos es más bajo. En general, tenderá a ser casi la mitad del precio en créditos a un día. Por último, otro mercado importante, que denominaremos mercado C, es el de créditos de viernes a lunes y de antevisperas de festivos al día posterior al festivo<sup>(\*)</sup>. En este mercado los créditos son a tres días, pero en uno de ellos no hay demanda y, en general, su precio tenderá a situarse casi a dos tercios del precio del mercado A.

Los operadores en créditos de día a día están interesados en los tres mercados mencionados, de forma que el seguimiento sólo del mercado A no es suficiente, pues tales agentes desean también prestar o tomar dinero de sábado a lunes. Para recoger en una sola serie la información contenida en los precios de los tres mercados, el Servicio de Estudios del Banco de España<sup>(\*\*)</sup> construye lo que se ha denominado serie de coste medio de los créditos a un día y que nosotros la designaremos por

---

(\*) Este mercado aparece como consecuencia de la tendencia experimentada en el sistema de reducir la actividad los sábados.

(\*\*) Véase Boletín Económico del Servicio de Estudios del Banco de España, mayo 1982, pgs. 12 y 13.

RI1CM. Esta serie es una media ponderada de los tipos en los tres mercados<sup>(\*)</sup> y se representa, junto con la correspondiente serie de saldos vivos, para los años 1979 a 1982, en los gráficos 7 a 10, respectivamente. Estos gráficos de lunes a jueves nos muestran la evolución de los tipos en el mercado A y en los viernes y sábados nos dan la evolución del tipo medio correspondiente a los dos mercados con créditos vivos. La ventaja de representar la serie RI1CM radica en que viendo un sólo gráfico podemos seguir la evolución de tres mercados muy relacionados entre sí. Por otra parte, si queremos comparar niveles en la evolución del mercado de créditos a un día con las de los mercados de créditos a uno o tres meses, debemos utilizar la serie RI1CM<sup>(\*\*)</sup> y no la serie de tipos del mercado A, que estará sesgada al alza por no incorporar en la misma el efecto de que en los días festivos no hay demanda de créditos.

De hecho, sería preferible disponer de una serie, digase RX, que captara toda la influencia de los mercados B y C y que sólo difiriera de la serie de tipos de interés en el mercado A en la cifra de las vísperas de fiesta (incluidos los sábados), días en los que no existe ese mercado, y no en las cifras de los festivos, vísperas y antivísperas, como ocurre con RI1CM. Con ello, en las semanas sin fiestas intermedias, el gráfico de RX de lunes a viernes nos daría la evolución de los tipos en créditos a un día hábil y en los sábados RX mostraría una bajada, que comparada con la media observada de lunes a viernes, nos serviría de indicador directo del diferencial entre tales tipos y los correspondientes a créditos a un día natural.

La utilidad en el seguimiento de la serie RI1CM, o de la posible serie RX, no implica necesariamente que éstas sean las series diarias a estudiar estadísticamente. En efecto, en RI1CM hay un pronunciado ciclo semanal<sup>(\*\*\*)</sup>, que no se debe a

---

(\*) Los valores que registra esta serie de lunes a jueves son los del tipo del mercado A. Su valor en los viernes es la media ponderada por los saldos vivos, de los tipos en los mercados A y C y el valor en los sábados y domingos la media ponderada de los tipos en los mercados B y C. En este epígrafe, por limitaciones de los programas disponibles, no se han considerado los domingos en esta serie.

(\*\*) A tal fin deben utilizarse medias semanales, decenales o mensuales de RI1CM incluyendo los domingos.

(\*\*\*) Y lo mismo ocurriría con RX.

COSTE MEDIO DE LOS CREDITOS A UN DIA EN EL MERCADO INTERBANCARIO  
1979

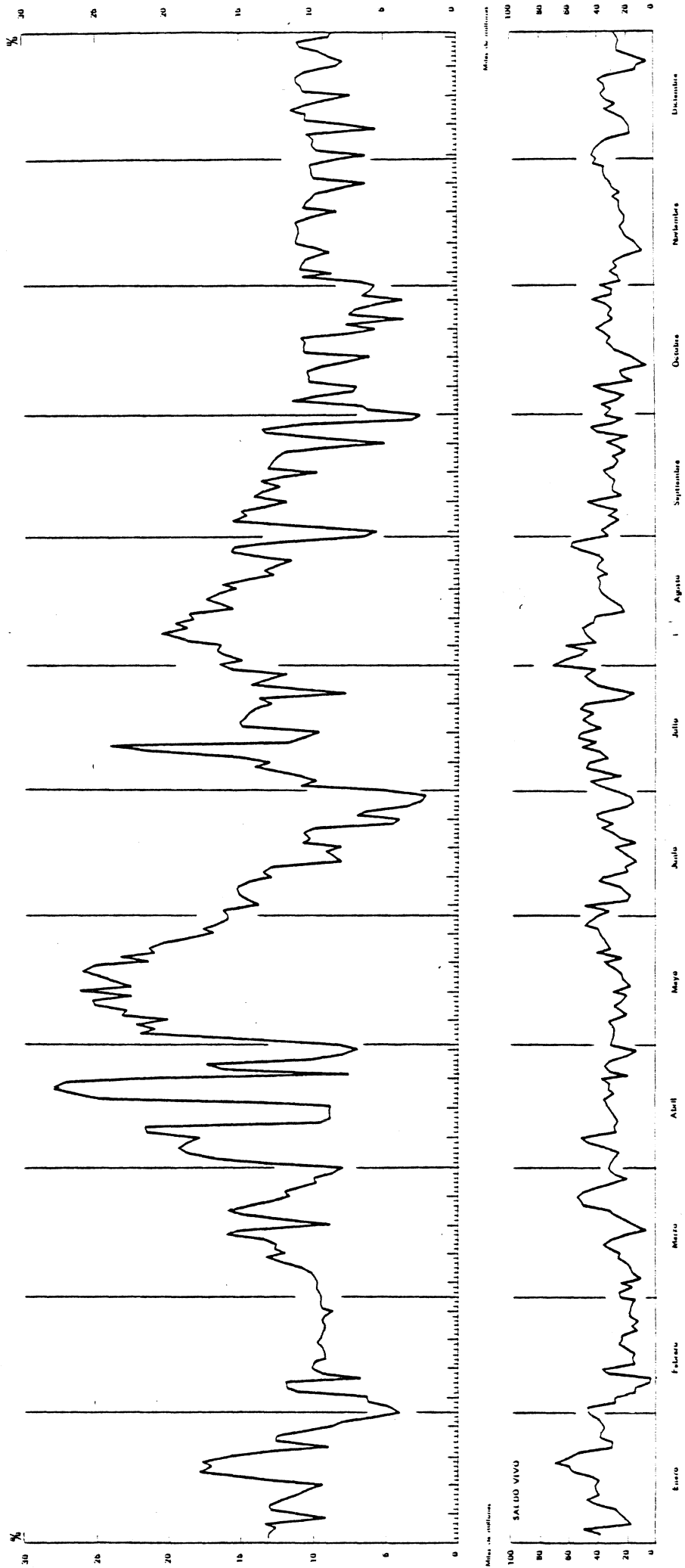


Gráfico 8

COSTE MEDIO DE LOS CREDITOS A UN DIA EN EL MERCADO INTERBANCARIO  
1990

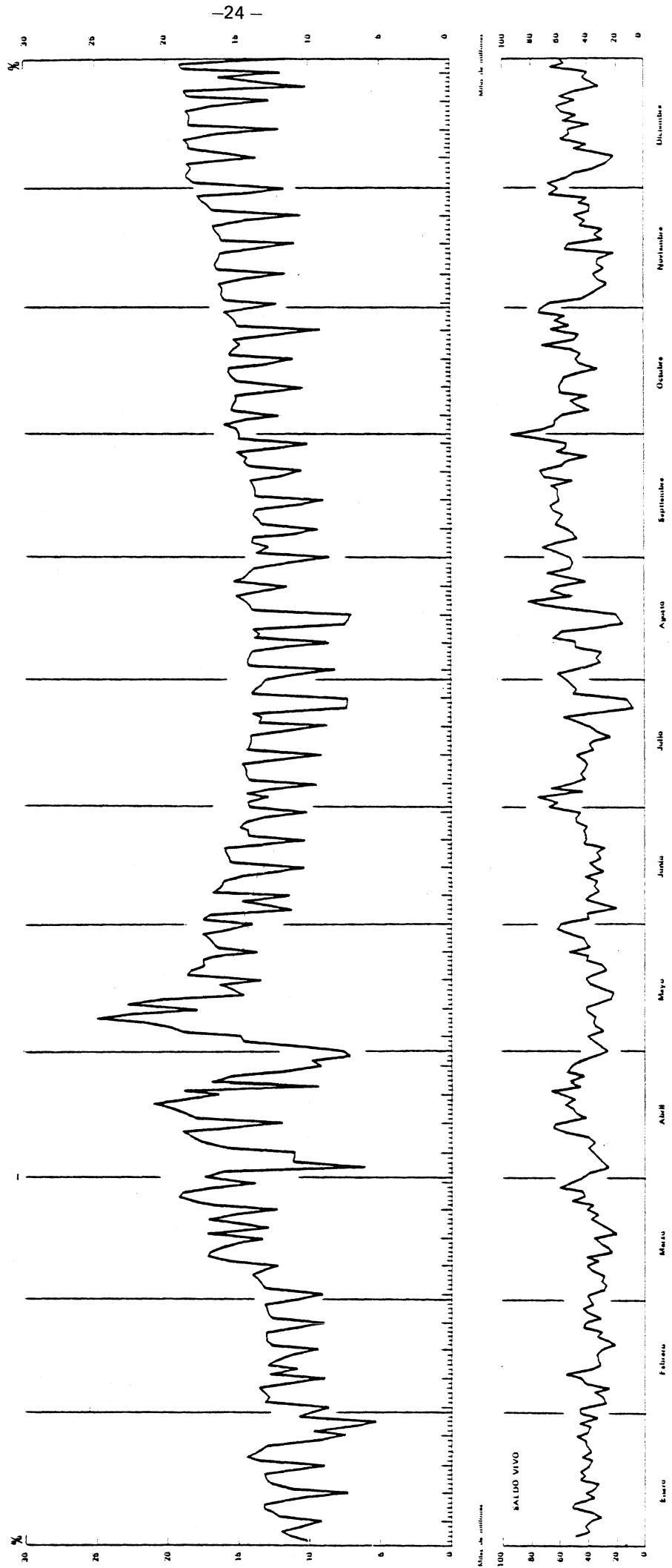


Gráfico 9

COSTE MEDIO DE LOS CREDITOS A UN DIA EN EL MERCADO INTERBANCARIO  
1981

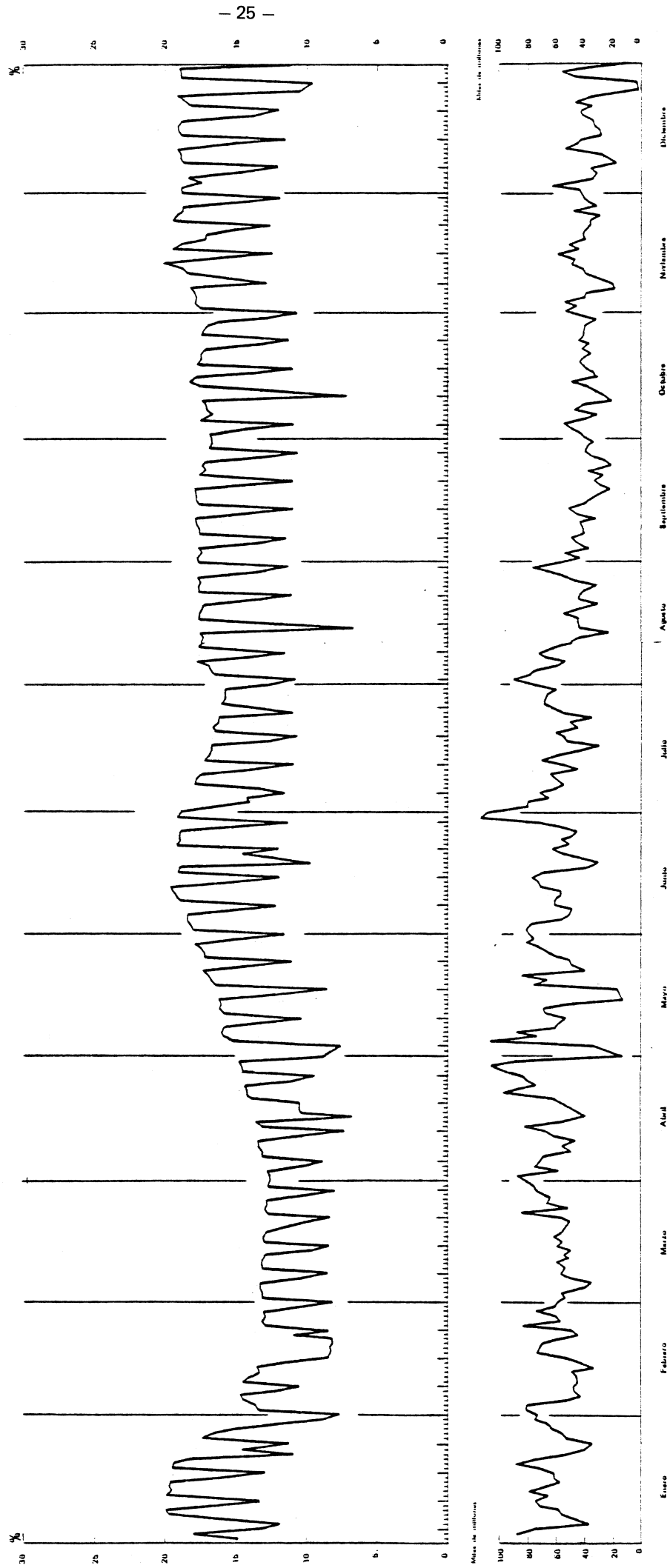
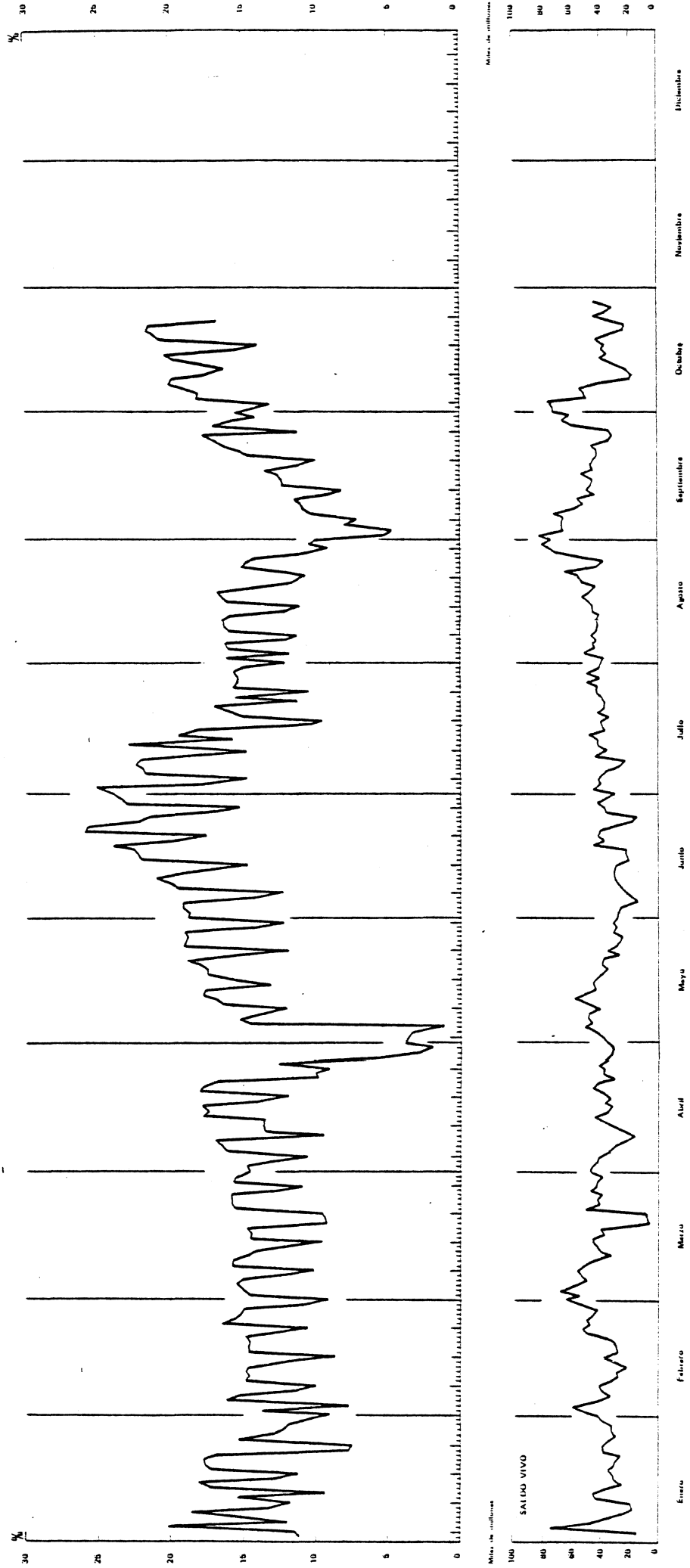


Gráfico 10

COSTE MEDIO DE LOS CREDITOS A UN DIA EN EL MERCADO INTERBANCARIO  
1982



que los tipos de los créditos a un día bajen en los fines de semana, sino que se debe a que, en tales momentos, aparecen mercados de créditos que se formalizan a dos o tres días naturales pero, en realidad, sólo lo son a uno o dos días "hábiles".

Una alternativa a RI1CM sería la de construir con los tipos de los mercados A, B y C un tipo medio correspondiente a créditos a un día hábil. La construcción de esta serie no es fácil pues, por ejemplo, los tipos del mercado B no son simplemente un medio de los del mercado A, sino que a ello hay que añadir la comisión y prima de riesgo por prestar el dinero durante un día festivo. El problema radica en que la prima de riesgo cambia con el tiempo. Pero además, aunque construyéramos esta serie de tipos de interés por créditos a un día hábil, no la podríamos comparar con la de tipos por créditos a uno o varios meses, pues en éstos últimos intervienen días hábiles y festivos.

Tenemos, pues, que el estudio estadístico de una única serie diaria mixta de tipos de interés por créditos a un día y a un día hábil presenta problemas, se obtenga como se obtenga esa serie mixta. Si se está interesado en construir modelos estadísticos sobre el comportamiento de los mercados A, B y C parece conveniente aconsejar el siguiente procedimiento. Con los tipos del mercado A construya una serie diaria de cinco observaciones por semana<sup>(\*)</sup>, dígase serie AD, y una serie de medias semanales de los datos diarios, dígase serie AS. Con los tipos de los mercados B y C construyáanse series semanales, digáanse BS y CS. El mercado A lo estudiaremos utilizando la serie AD y para el estudio de los mercados B y C analizaremos conjuntamente las series AS, BS y CS.

En este trabajo que no va más allá de presentar y discutir enfoques en el tratamiento de algunos problemas que muestran las series de tipos de interés, no hemos entrado en

---

(\*) En las semanas con festivos intermedios adjudíquese al día festivo y a su víspera el valor medio de los tipos registrados en los días adyacentes.

la modelización conjunta de las series AS, BS y CS. Pero con el fin de obtener una primera impresión de la dependencia temporal entre los tipos diarios, comentamos, a continuación, los estudios univariantes de las series RI1CM y AD. En la interpretación de los resultados que siguen debe tenerse presente que el ciclo semanal en RI1CM es artificial y por eso no aparece en la serie AD.

Si a RI1CM le aplicamos diferenciaciones del tipo:

$$W(d,D)_t = (1-L)^d (1-L^6)^D RI1CM_t ,$$

para valores de d y D de cero y uno, obtenemos cuatro series de las que en el cuadro 1 se resumen sus medias y varianzas muestrales, así como sus estadísticos Box-Pierce-Ljung calculados con doce y sesenta autocorrelaciones.

La serie  $\Delta\Delta_6$  RI1CM es la que se puede considerar como estacionaria y los valores significativos de su correlograma se dan en el cuadro 2. En él se observa, aparte de las correlaciones intrasemanales, correlaciones positivas entre valores distanciados un mes, un trimestre, un semestre y un año. Ciertamente estas correlaciones son bajas, pero significativas individual y conjuntamente, como se deduce del estadístico Box-Pierce-Ljung.

Una primera aproximación a un modelo para RI1CM, en el que se confirmase la dependencia temporal que indican las correlaciones del cuadro dos, puede ser el siguiente:

$$\begin{aligned} (1-0'91L) (1-L^6) RI1CM_t &= (1-0'13L-0'22L^2) (1-0'95L^6) \cdot \\ (53'4) & \quad (3'8) \quad (6'7) \quad (115'7) \\ & \quad (1+0'08L^{24}) (1+0'15L^{313}) a_t \quad (V.1) \\ & \quad (2'8) \quad (4'5) \end{aligned}$$

Varianza ( $a_t$ ) = 4'06

Estadístico Box-Pierce-Ljung (con 12 y 60 correlaciones) = 25'1  
/y 74'3

$R^2$  (respecto RI1CM) = 0'76

$R^2$  (respecto  $\Delta\Delta_6$  RI1CM) = 0'52 .



Cuadro 1

Medias y varianzas muestrales de diferentes diferenciaciones de las series RI1CM y AD.

Serie	Media Muestral	Varianza Muestral	Estadístico Box-Pierce-Ljung	
			12 Corr.	60 Corr.
Serie RI1CM				
W(0,0)	13'9	16'65	3.087	4.789
W(1,0)	0'003	9'36	959	4.143
W(0,1)	0'036	13'10	1.025	1.470
W(1,1)	0'0013	8'41	340	431
Serie AD				
W(0,0)	15'3	14'9	4.635	6.316
W(1,0)	0'007	3'46	62'6	114

Cuadro 2<sup>(\*)</sup>

Correlograma de  $\Delta\Delta_6$  RI1CM

<u>Retardo</u>	<u>Valor</u>	<u>Retardo</u>	<u>Valor</u>
1	(-0'05)	48	-0'09
2	-0'18	49	0'06
3	(-0'03)	54	0'08
4	0'08	78	0'08
5	0'06	79	0'09
6	-0'47	85	-0'09
10	0'07	94	-0'07
13	0'12	100	0'07
14	0'09	135	-0'07
19	-0'07	156	0'09
20	-0'06	245	-0'10
25	0'08	313	0'09

---

(\*) Los valores correspondientes a los retardos 1 a 315 que no se incluyen en el cuadro no son significativamente distintos de cero. Los aquí incluidos, que se dan entre paréntesis, tampoco lo son.

Este no es un modelo definitivo para RI1CM pues sus residuos tienen todavía correlaciones significativas, principalmente en los retardos 78, 79 y 156, pero el programa de ordenador a nuestra disposición no nos permite considerar modelos más complejos que (V.1). Asimismo, el parámetro estimado para la media móvil semanal indica que hay una sobrediferenciación semanal y que tal estacionalidad se captará mejor de forma determinística, con variables artificiales. De nuevo, el programa disponible no nos permite considerar modelos con estructura residual ARMA del tipo que se incorpora en (V.1) y que, además, incluyan variables explicativas (artificiales). A pesar de todos estos inconvenientes, sí que podemos concluir que los tipos de interés del día a día muestran una dependencia suave pero significativa, de orden mensual, trimestral, semestral y anual.

Este tipo de resultado se obtiene también con la serie diaria, de cinco observaciones por semana, AD. El modelo estimado para dicha serie es:

$$(1-L)AD_t = (1 - \underset{(7'2)}{0'21L} - \underset{(3'6)}{0'11L^2} - \underset{(4'3)}{0'12L^4}) (1 + \underset{(4'1)}{0'12L^{65}}) (1 + \underset{(7'9)}{0'21L^{130}}) (1 + \underset{(17'8)}{0'47L^{265}}) a_t \quad , \quad (V.2)$$

Varianza ( $a_t$ ) = 2'64,

Estadístico Box-Pierce-Ljung (con 12 y 60 correlaciones) = 17'2  
 / y 57'6 ,

$R^2$  (respecto AD) = 0'82,

$R^2$  (respecto  $\Delta AD$ ) = 0'24.

V.2.- Tipos de interés en el mercado interbancario por operaciones realizadas al día siguiente (medias decenales de datos diarios).

La serie de medias decenales de los tipos de interés diarios en el mercado interbancario para operaciones realizadas al día siguiente, RI1, se representa desde 1977 a 1982 en el gráfico 6<sup>(\*)</sup>. El mercado interbancario registró en el segundo semestre de 1978 un comportamiento anómalo que aconseja realizar el análisis univariante para esta serie a partir de enero de 1979. Apenas, pues, tenemos cuatro años de observaciones por lo que posibles evoluciones estacionales se captarán con imprecisión. El modelo estimado para RI1 ha sido el siguiente:

$$\Delta RI1_t = \underset{(2'9)}{-0'23} \Delta RI1_{t-1} + \underset{(4'0)}{0'32} \Delta RI1_{t-9} + \underset{(24'6)}{(1+0'74L^{36})} a_t \quad (V.3)$$

Varianza ( $a_t$ ) = 4'84 ,

Valores significativos del correlograma residual:  $r_7 = -0'19$   
(los residuos atípicos 1ª mayo 1982 y 2ª julio 1982 están separados siete períodos)

Estadístico Box-Pierce-Ljung (con 39 autocorrelaciones) = 28'6

$R^2$  (respecto RI1) = 0'60

$R^2$  (respecto  $\Delta RI1$ ) = 0'39 .

El modelo no incluye tendencia alguna porque el período de tiempo considerado ha sido de muy pocos años, pero sí que refleja una dependencia trimestral y anual entre los valores de la serie. Asimismo, los incrementos de los tipos medios decenales dependen ligeramente, pero de forma negativa, de los incrementos experimentados en la decena anterior. Este es un resultado que parece más bien extraño y que se debe a unas escasas oscilaciones bruscas entre decenas, como las experimentadas en los períodos, segundas decenas de abril a primeras de mayo de 1979, 1980 y 1982 y segunda decena de junio a primera de

---

(\*) Esta serie se obtiene como la media decenal de los datos diarios de la serie AD de la sección anterior.

julio de 1979. No parece, pues, que pueda decirse que la dependencia negativa mencionada sea algo intrínseco en la serie, sino que más bien se trata de algo esporádico y motivado por lo ocurrido en los períodos que acabamos de señalar. Esto se confirma examinando la serie, RI30, de tipos de interés en el mercado interbancario en créditos de 27 a 33 días, que se representa en el gráfico 11. Para esta serie, que no observa las oscilaciones bruscas mencionadas para RI1, M. J. Orduna, en un trabajo no publicado<sup>(\*)</sup>, utilizando la muestra desde la primera decena de junio de 1979 a la tercera de marzo de 1981, estima el siguiente modelo:

$$\Delta RI30_t = 0'38 \Delta RI30_{t-1} + 0'26 \Delta RI30_{t-18} - 0'10 \Delta RI30_{t-19} + a_t \quad (V.4)$$

$$\text{Varianza } (a_t) = 0'50 .$$

En (V.4) se observa que los incrementos decenales de RI30 dependen positivamente de los registrados en la decena anterior.

De la comparación entre RI1 y RI30 podemos extraer una consecuencia inmediata y de utilidad para operar en el mercado interbancario. Las caídas fuertes que se den en RI1 y no se detecten al mismo tiempo en RI30, se puede predecir que van a ser de muy corta duración.

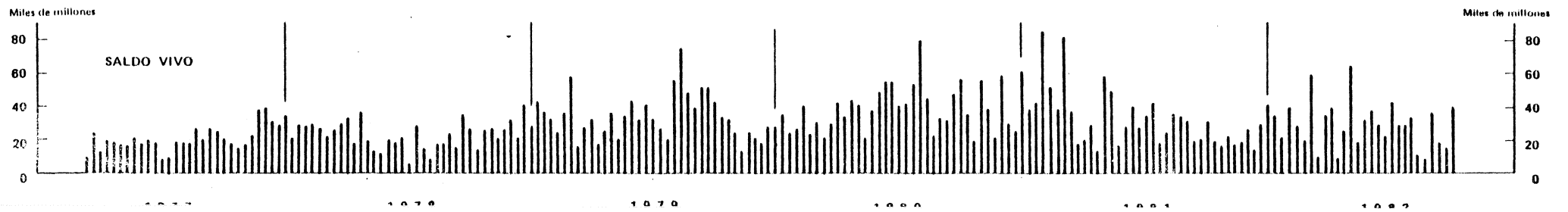
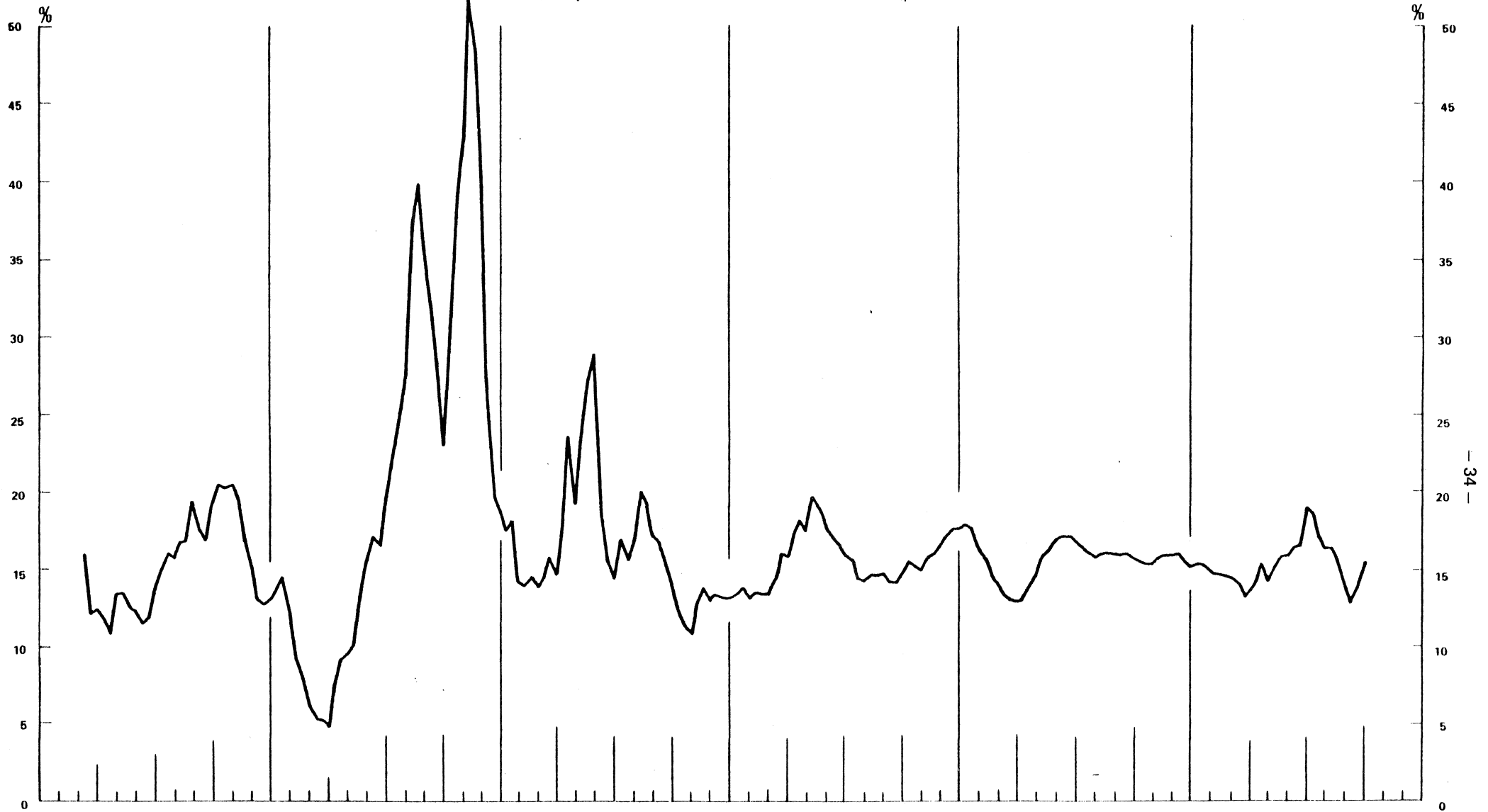
Volviendo al modelo (V.3), tenemos que la desviación estándar de los errores de predicción a un período por delante es extremadamente alta, 2'2 puntos, es decir, diez veces la correspondiente a RD12. En consecuencia, tenemos que, sin incorporar factores explicativos de las evoluciones bruscas que muestra RI1, un modelo univariante para la misma es de muy escaso interés. Nosotros no disponemos aquí de tiempo y espacio para tratar una explicación económica de los movimientos "anó-

---

(\*) Un comentario sobre el mismo se encuentra en Espasa (1981, b).

TIPO DE INTERES EN EL MERCADO INTERBANCARIO (MEDIA DECENAL)  
(En operaciones realizadas en créditos de 27 a 33 días)

Gráfico 11



malos" de  $RI_1$ , pero sí que podemos señalar que introduciendo en el modelo (V.3) variables artificiales para captar tales movimientos, la variable  $\Delta RI_1_{t-1}$  pasa a tener coeficiente positivo (0'009), aunque no significativamente distinto de cero. Con ello, la varianza residual se reduce de 4'84 a 1'82 y el estadístico  $R^2$ , sobre la serie original, pasa a ser del 0'85.

V.3. Análisis univariante de la serie mensual de tipos de interés pagados por la banca privada en depósitos a un año.

La serie mensual de tipos de interés pagados por la banca privada en depósitos a un año, RD12, se representa en el gráfico 12. La muestra considerada va desde agosto de 1977, fecha en que se liberalizan dichos tipos, a agosto de 1982. El modelo Arima al que se llega para esta serie es:

$$\Delta RD12_t = 0,07 + (1 - 0,45L - 0,48L^5 + 0,45L^6) a_t \quad (V.5)$$

(4,42)                      (4,08) (4,33)    (3,79)

Varianza ( $a_t$ ) = 0,0545

Correlograma residual: ningún valor significativamente distinto de cero.

Estadístico Box-Pierce-Ljung (con 14 autocorrelaciones) = 7,90.

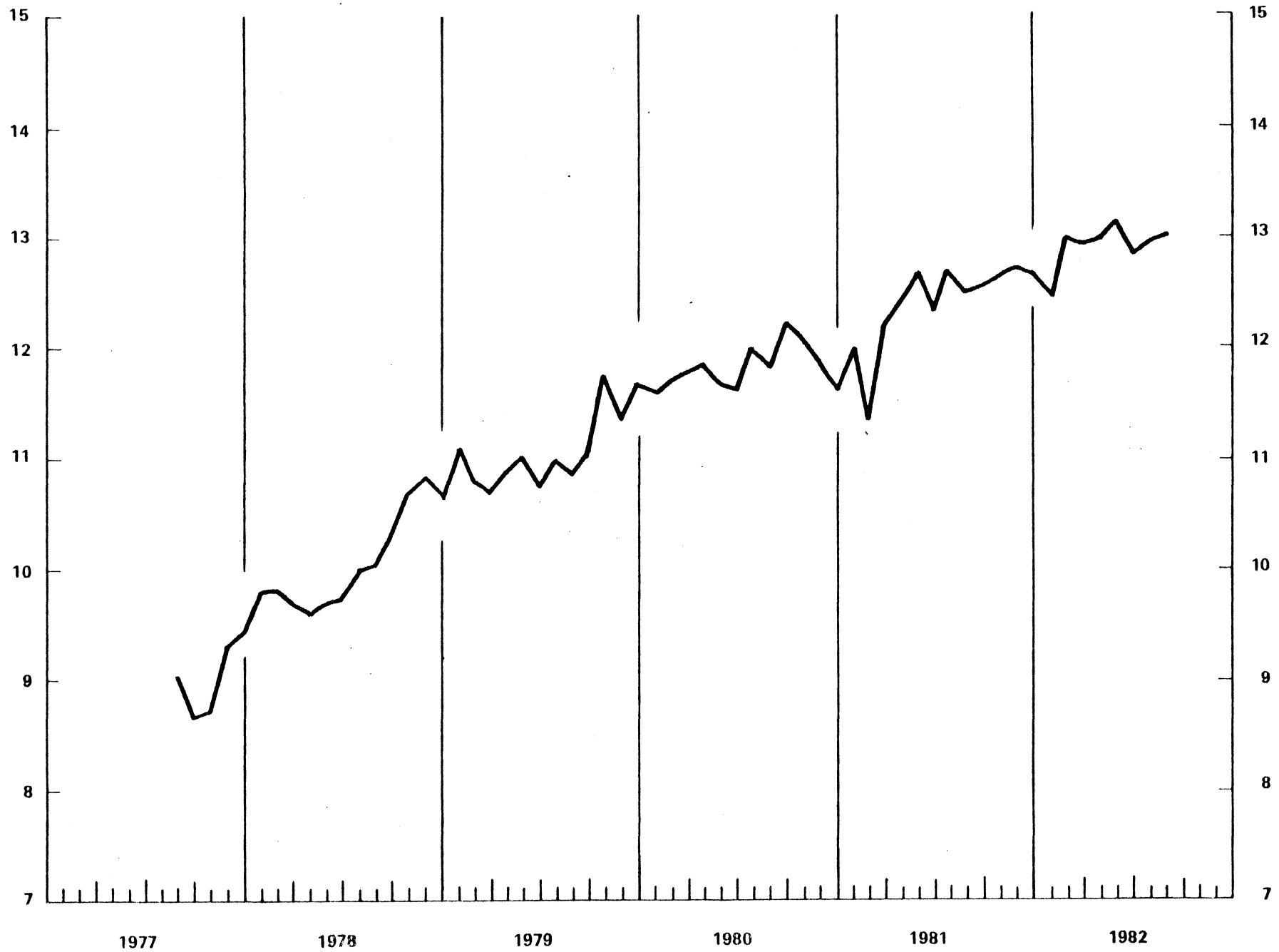
$R^2$  (respecto RD12) = 0,96.

$R^2$  (respecto  $\Delta RD12$ ) = 0,30.

El modelo (V.5) tiene el inconveniente de incluir una tendencia determinística, que supone un incremento mensual de 0'07 puntos en RD12. Esta tendencia viene determinada, entre otros factores, por la tasa de inflación. En consecuencia, si dicha tasa pasa en el futuro a registrar valores muy diferentes a los observados en el período muestral considerado, el modelo (V.5) que incorpora un mecanismo tendencial determinista no sólo no será capaz de predecir el momento de cambio tendencial, sino que su utilización para predecir RD12, después del supuesto cambio, dará resultados muy insatisfactorios. Las predicciones que con este modelo se hacen para noviembre y diciembre de 1982 y para diciembre de 1983 son del 13'47, 13'29 y 14'18%, respectivamente.



TIPOS DE INTERES PAGADOS POR LA BANCA EN DEPOSITOS A 1 AÑO



Aparte del factor tendencial, las características de RD12, tal como se recogen en (V.5), suponen que el componente impredecible, o innovación, que se incorpora en  $\Delta R12$  en el momento  $t$ ,  $a_t$ , no sólo afecta a ésta en tal período sino también en el siguiente y cinco y seis períodos después. Existe, pues, en los tipos de interés por depósitos a un año, un leve efecto estacional de carácter semestral.

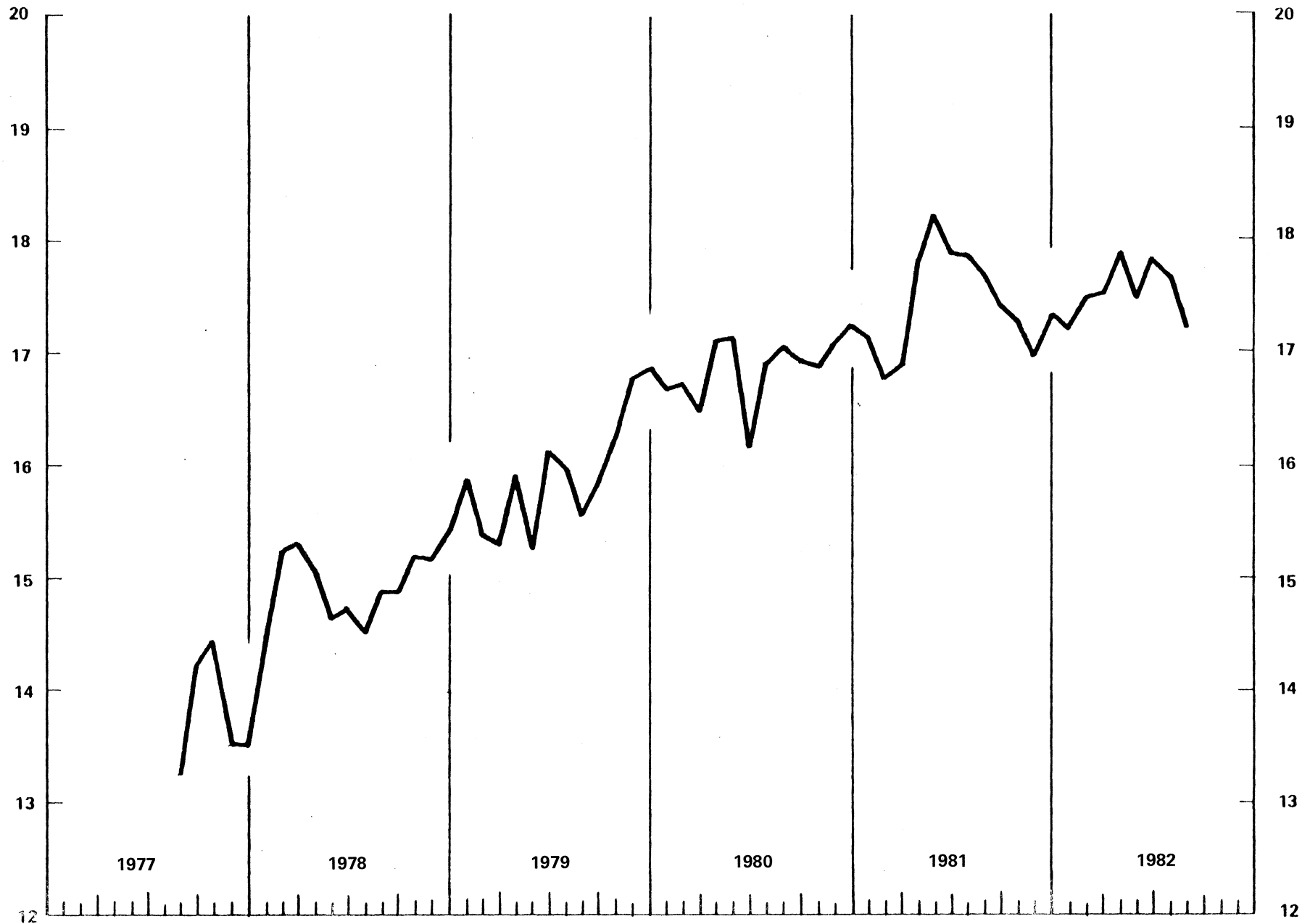
V.4.- Análisis univariante de los tipos de interés cobrados por la banca en créditos de uno a tres años

La serie mensual de tipos de interés cobrados por la banca en créditos de uno a tres años, formalizados en pólizas, RC36, se recoge en el gráfico 13. En él se observa que, de agosto de 1977 a enero de 1978, la serie registra un nivel medio bastante por debajo de su tendencia durante los últimos cinco años. Esto puede ser debido a que el sistema tardó varios meses en adaptarse a la nueva situación de tipos de interés libres en operaciones a más de un año. Por ello, parece conveniente realizar nuestro análisis con una muestra que comience en febrero de 1978. Sin embargo, esto sólo no resuelve las incidencias que tal liberalización tuvo sobre RC36. En efecto, en el gráfico 13 se ve que, tras los valores altos de febrero y marzo de 1978, los tipos ascendieron paulatinamente y fue a finales de dicho año cuando la serie comenzó a observar una evolución oscilante sobre una tendencia lineal.

Por otra parte, la liberalización de tipos de interés decretada en 1981, produjo también unos movimientos en la serie similares a los de 1978; un ascenso excesivo durante unos meses (abril a julio), seguido de un descenso paulatino hasta enlazar con una tendencia "normal". En esta sección V únicamente se pretende ilustrar y comentar las características principales que se han dado en la evolución reciente de determinados tipos de interés en la economía española, pero no aspiramos -ello requeriría mucho más tiempo- a presentar, para cada uno de los tipos considerados, modelos suficientemente satis-

factorios. El efecto de las liberalizaciones de tipos de interés en la serie RC36, tratado a nivel univariante, requeriría un análisis con variables artificiales (análisis de intervención)

TIPOS DE INTERES COBRADOS POR LA BANCA EN PRESTAMOS DE 1 A 3 AÑOS



relativamente complejo, que nosotros no hemos realizado aquí. Nos hemos limitado a incluir, en nuestro modelo, la variable artificial DAb81 que toma el valor unidad en abril de 1981 y ceros en las demás observaciones. Por ello, el modelo que se da en este apartado ha de verse como un esquema susceptible de ser mejorado en análisis posteriores.

Con la muestra febrero 1978 a agosto 1982, el modelo al que hemos llegado ha sido:

$$(1+0'48L+0'37L^2) \Delta RC36_t = 0'046 + 0'93 DAB81_t + a_t, \quad (V.6)$$

(3'4)    (2'6)                    (1'0)    (3'1)

Varianza ( $a_t$ ) = 0'1156 ,

Valores significativos del correlograma residual:  $r_5 = -0'23$ ,

Estadístico Box-Pierce-Ljung (con 15 correlaciones) = 12'0 ,

$R^2$  (respecto RC36) = 0'93

$R^2$  (respecto  $\Delta RC36_t - 0'94 DAB81$ ) = 0'19 .

En (V.6) el factor autorregresivo  $(1+0'48L+0'37L^2)$  genera pseudociclos de un período medio aproximado de tres meses. El modelo supone una tendencia lineal determinística en RC36.



V.5.- Análisis univariante del rendimiento interno de las obligaciones.

La serie mensual de rendimiento interno de las obligaciones con período de madurez superior a siete años, ROB, la hemos visto en el gráfico 2. Un resumen de la media y varianzas muestrales para distintas diferenciaciones del ROB se da en el cuadro 3, en donde se observa que la varianza mínima se obtiene con las primeras diferencias. En el cuadro 4 se tabulan las primeras diferencias del ROB por meses y años y se representan en el gráfico 14. En él vemos que las variaciones registradas en los meses de enero de 1971, 1976 y 1980 son anormalmente bajas. Al indagar sobre posibles causas para tales bajadas fuimos informados<sup>(\*)</sup> de que en el mes de enero de cada año, se revisa el conjunto de empresas con las que se calcula la serie y, en esos años, se eliminaron empresas (debido a que la madurez de sus obligaciones iba a ser inferior a 84 meses a lo largo del año entrante) que venían dando rentabilidades superiores a la media.

En nuestro modelo tendremos en cuenta esos efectos mediante las variables artificiales DEN71, DEN76 y DEN80 que toman el valor unidad en el mes de enero del año correspondiente y cero en los demás meses.

El modelo al que se llegó fue el siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta \text{ROB}_t = & 0'06 - 0'9 \text{DEN71}_t - 0'69 \text{DEN76}_t - 0'49 \text{DEN80}_t + \\ & \quad (3'0) \quad (6'9) \quad (5,3) \quad (3,8) \\ & + 0,09 \text{DAG}_t + (1+0'34L+0'36L^2+0'24L^6) a_t, \quad (\text{V.7}) \\ & \quad (3'0) \quad (4'9) \quad (5'1) \quad (3'4) \end{aligned}$$

varianza ( $a_t$ ) = 0'0218,

correlograma residual: ningún valor significativamente distinto de cero,

estadístico Box-Pierce-Ljung (con 15, 27 y 50 autocorrelaciones):  
13'1, 25'2 y 54'3;

$R^2$  (respecto ROB) = 0'997

$R^2$  (respecto  $\Delta \text{ROB}$ ) = 0'34.

---

(\*) Estoy agradecido a Ignacio Garrido por tal información.

Rendimiento interno de las obligaciones (ROB)

Enero 1966 - Agosto 1982

(200 datos)

Diferenciación <sup>(1)</sup>	Media	Desviación estándar de la media	Varianza	Desviación estándar	Estadístico Box-Pierce-Ljung <sup>(2)</sup> (50)
(0.0)	12.53	0.19	6.89	2.63	3.190
(0.1)	0.58	0.07	0.95	0.98	1.760
(1.0)	0.056	0.013	0.034	0.18	136
(1.1)	0.0072	0.017	0.056	0.23	198
(2.0)	0.0015	0.016	0.048	0.22	192
(2.1)	0.0024	0.019	0.065	0.26	116

(1) Los números entre paréntesis, (d,D), se refieren a los exponentes en la transformación  $(1-L)^d(1-L^{12})^D ROB_t$ .

(2) Entre paréntesis el número de correlaciones empleadas en su cómputo.



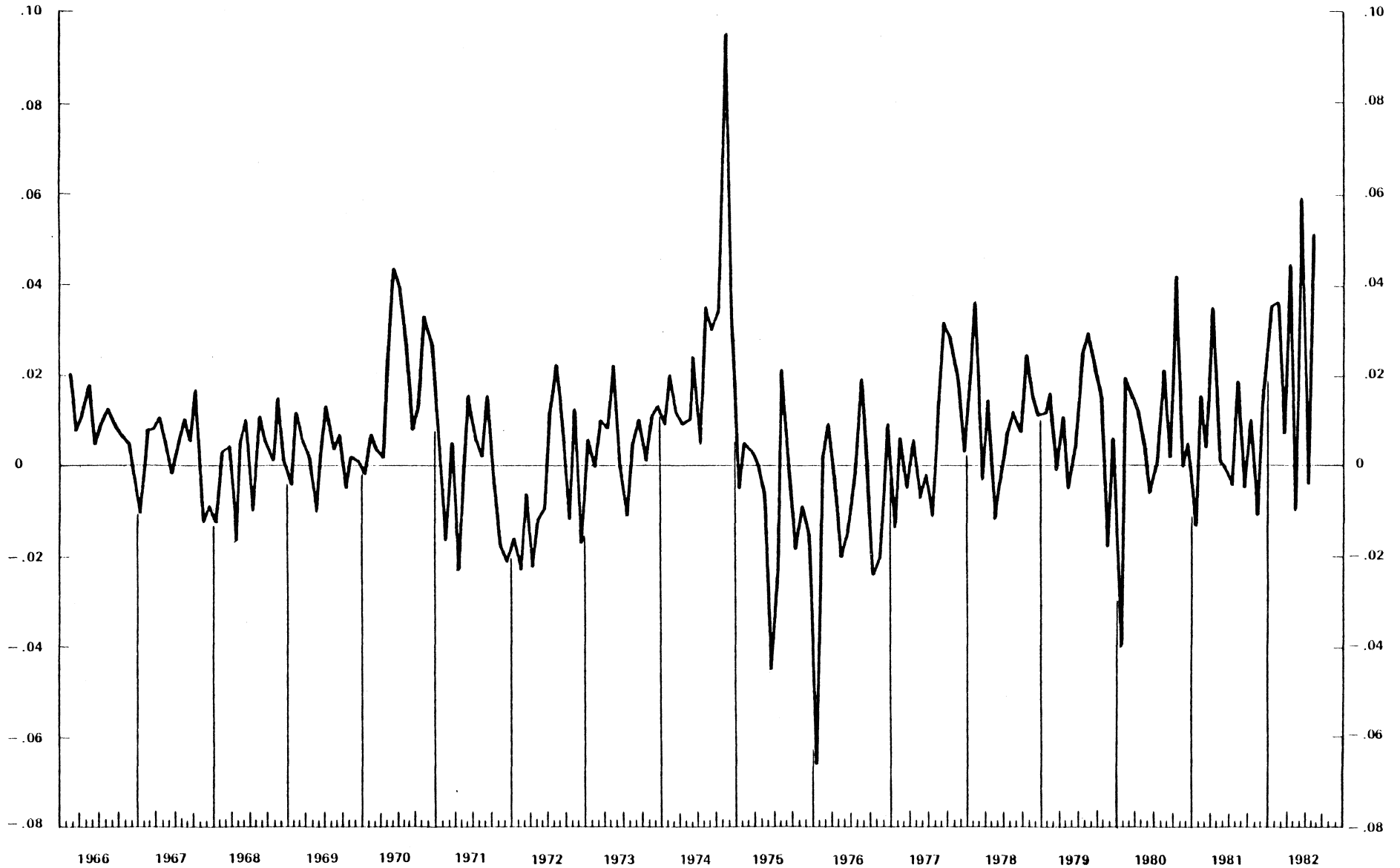
Cuadro 4

## DIFERENCIA DE RENDIMIENTO INTERNO DE LAS OBLIGACIONES POR MESES

FECHA	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMB	OCTUBRE	NOVIEMB	DICIEMB
1966	.0000	.2100	.0800	.1100	.1800	.0500	.1000	.1300	.0900	.0700	.0500	-.0300
1967	-.1100	.0800	.0800	.1100	.0600	-.0200	.0500	.1000	.0600	.1700	-.1300	-.0900
1968	-.1300	.0300	.0400	-.1700	.0600	.1000	-.1000	.1100	.0600	.0100	.1500	.0100
1969	-.0400	.1200	.0600	.0200	-.1000	.0300	.1300	.0400	.0700	-.0500	.0200	.2100
1970	-.0200	.0700	.0300	.0200	.2300	.4300	.3900	.2700	.0800	.1300	.3300	.2700
1971	-.6900	-.1700	.0500	-.2300	-.0200	.1500	.0500	.0200	.1500	-.0400	-.1800	-.2100
1972	-.1600	-.2300	-.0600	-.2200	-.1100	-.0900	.1200	.2200	.0900	-.1200	.1200	-.1700
1973	.0600	.0000	.1000	.0800	.2200	.0000	-.1100	.0500	.1000	.0100	.1100	.1300
1974	.0900	.1900	.1100	.0900	.1000	.2400	.0500	.3500	.3000	.3400	.9500	.3100
1975	-.0500	.0500	.0300	.0000	-.0600	-.4500	-.2400	.2100	-.0200	-.1800	-.0900	-.1600
1976	-.6600	.0200	.0900	-.0300	-.2000	-.1500	-.0100	.1900	.0000	-.2400	-.2000	.0900
1977	-.1400	.0600	-.0500	.0500	-.0700	-.0200	-.1100	.1600	.3200	.2800	.2000	.0300
1978	.2100	.3600	-.0300	.1400	-.1200	-.0400	.0800	.1200	.0800	.2400	.1500	.1100
1979	.1200	.1600	-.0100	.1100	-.0500	.0400	.2500	.2900	.2100	.1500	-.1800	.0600
1980	-.4000	.1900	.1500	.1200	.0400	-.0600	.0100	.2100	.0200	.4200	.0000	.0500
1981	-.1300	.1600	.0400	.3500	.0100	-.0100	-.0400	.1900	-.0500	.1000	-.1100	.1700
1982	.3500	.3600	.0700	.4400	-.1000	.5900	-.0400	.5100				
	ENERO	FEBRE	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMB	OCTUBRE	NOVIEMB	DICIEMB
MFEDIA	-.10000	.09765	.04588	.05824	.00412	.04647	.03471	.18647	.09750	.08063	.07438	.04875
RANGO	1.04000	.59000	.21000	.67000	.43000	1.04000	.63000	.49000	.37000	.66000	1.15000	.52000

RENDIMIENTO INTERNO DE LAS OBLIGACIONES  
Serie de incrementos mensuales

Gráfico 14



En (V.7) DAg es una variable artificial con unos en todos los meses de agosto. Esta variable pues, recoge una subida estacional en tal mes. El modelo (V.7) resulta ligeramente mejor que modelos sobre  $\Delta\Delta_{12}$  ROB, como el siguiente (\*):

$$\begin{aligned} \Delta\Delta_{12} \text{ ROB}_t = & -0'83 \Delta_{12} \text{ DEN71}_t - 0'65 \Delta_{12} \text{ DEN76}_t - \\ & (6'4) \qquad (5'0) \\ & - 0'48 \Delta_{12} \text{ DEN80}_t + (1+0'34L+0'34L^2+0'23L^6) \\ & (3'7) \qquad (4'9) \quad (4'9) \quad (3'3) \\ & (1-0'87L^{12}) a_t, \qquad (V.8) \\ & (29'0) \end{aligned}$$

Varianza (a) = 0'0237

Correlograma residual: significativo el valor  $r_{31} = -0'16$

Estadístico Box-Pierce-Ljung (con 15, 27 y 50 autocorrelaciones) =  
 $\angle 13'0, 27'6$  y  $60'0$ ;

$R^2$  (respecto ROB) = 0'997

$R^2$  (respecto  $\Delta$ ROB) = 0'34.

La constante en (V.7) puede ser debida, principalmente, por la evolución de  $\Delta$ ROB a partir de 1978. En todos los intentos que se han realizado para ver si había un cambio de nivel en  $\Delta$ ROB a partir de fechas como febrero 1978 y febrero y octubre de 1980, estos supuestos cambios de nivel solamente aparecían como significativos si se omitía la constante. Estando presente ésta sólo ella resultaba significativamente distinta de cero. El modelo (V.7) es el que nosotros proponemos, pero al utilizarlo para predecir convendrá ir vigilando los errores cometidos y contrastar con más datos, de los disponibles actualmente, si, recientemente, se ha dado o no un cambio significativo en el nivel de  $\Delta$ ROB.

En el cuadro 5 se presentan predicciones de la serie ROB hasta diciembre de 1983, tomando como última observación

---

(\*) En el modelo que sigue el operador  $\Delta_{12}$  se define como:

$$\Delta_{12} = (1-L^{12}) .$$

Cuadro 5

RENDIMIENTO INTERNO OBLIGACIONES - ENERO 1986, AGOSTO 1982

PRD. Y ERRORES EN LA PREDICCIÓN DE LOS MODELOS (V.7) y (V.8) DESDE ENERO Y ABRIL 82

FECHA	VALOR ACTUAL	MODELO V.7		MODELO V.8		MODELO V.7		MODELO V.8	
		PRD. ENERO 82	ERROR PRED.	PRD. ENERO 82	ERROR PRED.	PRD. ABRIL 82	ERROR PRED.	PRD. ABRIL 82	ERROR PRED.
1	011								
2	021	17.860	17.725	.135	17.810	.050			
3	031	17.930	17.970	-.070	17.935	-.005			
4	1 041	18.370	17.927	.444	18.019	.351			
5	9 051	18.270	17.959	.311	18.002	.268	18.484	-.214	18.450
6	8 061	18.850	18.058	.792	18.035	.825	18.714	.146	18.607
7	2 071	18.820	18.185	.635	18.149	.671	18.841	-.021	18.721
8	081	19.330	18.339	.991	18.329	1.001	19.026	.304	18.913
9	091		18.399		18.420		19.061		18.987
10	101		18.450		18.536		19.207		19.187
11	111		18.520		18.581		19.267		19.232
12	121		18.581		18.638		19.328		19.289
13	011		18.641		18.677		19.388		19.328
14	021		18.702		18.826		19.449		19.484
15	031		18.762		18.882		19.509		19.533
16	1 041		18.823		18.970		19.570		19.667
17	9 051		18.883		18.975		19.630		19.684
18	8 061		18.944		18.971		19.691		19.695
19	3 071		19.004		19.016		19.751		19.740
20	081		19.158		19.196		19.905		19.922
21	091		19.218		19.286		19.965		20.010
22	101		19.279		19.403		20.026		20.138
23	111		19.339		19.447		20.086		20.182
24	121		19.400		19.504		20.147		20.239

disponible enero y abril de 1982, respectivamente. Las predicciones se realizan con los modelos (V.7) y (V.8) y se calculan también los errores hasta agosto de 1982. En el cuadro se observa que, puestos en enero, no se capta suficientemente las subidas experimentadas por el ROB en 1982, pero, puestos en abril, la predicción para agosto de 1982 es bastante aceptable. Finalmente, si se realizan predicciones con el modelo (V.7) utilizando toda la información hasta agosto de 1982, los valores que se obtienen para los meses de diciembre de 1982 y 1983 son de 19'8 y 20'6, respectivamente.

V.6.- Resumen de los estudios univariantes de distintas series de tipos de interés.

Las características principales de los resultados univariantes obtenidos para las series RD12, RC36, RI1, RI1CM y ROB se resumen en el cuadro 6. En él tenemos que los tipos RD12, RC36 y los rendimientos internos de las obligaciones muestran una tendencia en la evolución de su nivel, que puede representarse por un esquema lineal determinístico con incrementos mensuales que van del 0'05 a 0'07 puntos.

La serie RCE muestra un efecto estacional en su nivel, que parece centrarse en un incremento medio mensual de 0'09 puntos en los meses de agosto. Todas las series examinadas muestran leves efectos estacionales estacionarios de periodicidad trimestral o semestral. En la serie diaria RI1CM se encuentran efectos estacionales estacionarios de carácter mensual, trimestral, semestral y anual.

En general, los modelos univariantes explican el 85% o más de la varianza muestral de los tipos de interés. Estos porcentajes van del 85% en la serie decenal RI1 al 99'7% en la serie ROB<sup>(\*)</sup>. No obstante, sobre la varianza muestral de las series de incrementos de los tipos de interés, los modelos de estas secciones sólo explican de un 24 a un 39%. Además, en la predicción con varios períodos de antelación, la varianza de los errores se amplifica mucho. En consecuencia, en predicciones con un año de anticipación los intervalos de confianza, a un nivel de significación del 95%, para las series RD12, RC36 y ROB son de 1'8, 2'8 y 3'5 puntos de amplitud, respectivamente.

En conclusión, tenemos que los modelos univariantes apenas son de utilidad en la tarea de predicción, pero nos sirven para resumir los aspectos tendenciales y estacionales de las series en cuestión y darnos una medida de la importancia del componente residual de las mismas.

---

(\*) No se incluye en esta relación la serie diaria RI1CM, pues ya indicamos que el elemento residual de su modelo (V.1) contenía todavía estructura que podía ser explicada a nivel univariante.

## RESUMEN DE LOS ESTUDIOS UNIVARIANTES DE LAS DISTINTAS SERIES DE TIPOS DE INTERES

S E R I E	Muestra	Tendencia	Estacionalidad	$R^2(1)$	Predicciones	Desviación estándar de los errores de predicción
RI1CM: coste medio en los créditos a un día en el mercado interbancario (modelo V.1)	DIARIA En 1979 a Oct. 1982. (gráficos 7 a 10)	Deambula el nivel de la serie. Período excesivamente corto para captar tendencias	Leves efectos mensual, trimestral, semestral y anual	$R^2(X) = 0'76^{(4)}$ $R^2(\Delta\Delta_6 X) = 0'52$	--	--
RI1: tipo de interés en el mercado interbancario a un día (modelo V.3)	DECENAL 1 <sup>a</sup> .En.1979 a 3 <sup>a</sup> .Sept.1982 (gráfico 6)	Deambula el nivel de la serie. Período excesivamente corto para captar tendencias	Efectos trimestral y anual	$R^2(X) = 0'60$ (2) $R^2(\Delta X) = 0'39$	1 <sup>a</sup> .Dic.1982 = 20'8(3) 2 <sup>a</sup> .Dic.1982=21'6 3 <sup>a</sup> .Dic.1982=23'2	1 período = 1'35(3) 12 períodos = 5'00(3)
RD12: tipo de interés en depósitos a un año. (modelo V.5)	MENSUAL Ag.1977 a Ag. 1982. (gráfico 12)	Determinística lineal (incremento de 0'07 puntos al mes)	Leve efecto semestral	$R^2(X) = 0'96$ $R^2(\Delta X) = 0'30$	Dic.1982 = 13'3	1 período = 0'23 12 períodos = 0'45
RC36: tipo de interés en préstamos por póliza, de uno a tres años. (modelo V.6)	MENSUAL Feb.1978 a Ag. 1982. (gráfico 13)	Determinística lineal (incremento de 0'05 puntos al mes)	Pseudo ciclos de tres meses	$R^2(X) = 0'93$ $R^2(\Delta X) = 0'24$	Dic.1982 = 17'6	1 período = 0'34 12 períodos = 0'71
ROB: rendimiento interno de las obligaciones (modelo V.7)	MENSUAL En 1966 a Ag. 1982 (gráfico 2)	Determinística lineal (incremento de 0'06 puntos al mes)	Fuerte efecto en los meses de agosto, con incrementos de 0'09 puntos. Leve efecto semestral	$R^2(X) = 0'997$ $R^2(\Delta X) = 0'34$	Dic.1982 = 19'8 Dic.1983 = 20'6	1 período = 0'15 12 períodos = 0'89

(1) La primera cifra de este apartado corresponde al  $R^2$  respecto la serie original (X) y la segunda respecto a la serie diferenciada según se indica en tre paréntesis.

(2) Con el análisis de intervención mencionado en el texto el  $R^2(X)$  pasa a 0'85.

(3) Obtenido con el modelo V.3 más el análisis de intervención mencionado en el texto.

(4) El  $R^2(X)$  es indicativo el valor que se obtendría en un modelo univariante con la serie diaria AD, pero el  $R(\Delta\Delta_6 X)$  no es indicativo de lo que se obtendría para  $\Delta\Delta$ .

## VI.- PREDICCIÓN ECONOMETRICA O ANALISIS FUNDAMENTAL

La predicción econométrica se basa en modelos en los que se ha formulado y estimado una relación causal entre los tipos de interés y distintas variables económicas, tanto financieras como reales. Si disponemos de ese modelo y al mismo tiempo tenemos buenas predicciones de las variables explicativas, podremos entonces calcular predicciones aceptables de los tipos de interés. No obstante, la situación no es tan prometedora, o al menos tan simple, como los comentarios que anteceden pueden indicar. De hecho, la evolución de los tipos de interés en períodos cortos de tiempo es algo muy difícil de explicar. En efecto, el tipo de interés como precio del "dinero" se determina por la interacción de la oferta y de la demanda y éstas vienen definidas en función de un conjunto de factores económicos a través de relaciones que no tienen por qué ser lineales. Además, la influencia de estos factores en la oferta y demanda puede cambiar su estructura temporal o su intensidad en distintos momentos del ciclo económico o de ciclo a ciclo. Por todo ello la formulación de modelos econométricos de corto plazo es una labor compleja. La consecuencia es que la predicción econométrica, a corto plazo, de los tipos de interés es algo difícil de aplicar con éxito de forma continuada. En períodos de tiempo concretos modelos econométricos defectuosos, en el sentido de que incorporan solamente unos pocos factores determinantes, pueden ser útiles con fines de predicción, pero su utilización es peligrosa si no sabemos hasta cuándo van a durar las condiciones temporales específicas que están soportando al modelo.

El hecho de que el llegar a disponer de un modelo econométrico, razonablemente aceptable, de determinación del tipo de interés sea algo difícil no evita que cualquier enfoque que se tome para predecir los mismos deba tener como pilar básico la consideración de cómo van a influir las varia-



bles económicas en la oferta y demanda de dinero. Con un modelo econométrico se intenta incorporar este análisis conceptual dentro del mismo, pero cuando no se dispone de tal modelo, este tipo de examen tiene que hacerse subjetivamente y suele realizarse sobre la base de ciertos indicadores económicos, en los que se reflejan las presiones de la oferta y de la demanda, y se le suele denominar análisis fundamental. En la realización del mismo hay que tener muy presente que su objetivo es formarse una idea global sobre los movimientos de la oferta y de la demanda y, por tanto, no puede basarse en el seguimiento ciego de algunos indicadores. Un texto que puede ser útil para estructurar el análisis fundamental necesario, en un ejercicio sensato de predicción de tipos de interés, es el de Pring (1981). Los comentarios que siguen están basados en dicho libro.

Para situar este análisis comencemos señalando que la predicción de los tipos de interés, siendo una labor difícil, es quizás más simple que la predicción de las cotizaciones en bolsa, pues en la determinación de estas influyen, de forma decisiva, las actitudes psicológicas de sujetos económicos, que les llevan a la formación de expectativas futuras sobre el mercado. Por el contrario, en la determinación de los tipos de interés las expectativas tienen un papel secundario y es más relevante el flujo de dinero en la economía real.

Por ello, en primer lugar, un perfecto entendimiento de cómo opera el banco emisor y qué tipo de acontecimientos económicos y financieros influyen en sus decisiones es un paso necesario para hacer predicciones sobre los tipos de interés. En concreto, la comparación del crecimiento del dinero, con los objetivos monetarios anunciados, es fundamental para determinar si la actuación probable del banco emisor va a ser más o menos restrictiva.

En segundo lugar, es importante, por dos tipos de razones, la construcción y seguimiento de indicadores de li-

quidez en el sistema. Así, de una parte, tenemos que el nivel de liquidez sirve para situar el nivel de los tipos de interés. En realidad esto es debido a que una tercera variable, inflación, está fuertemente relacionada con ambas. Ciertamente, no hay duda alguna en la relación a largo plazo entre inflación y tipos de interés, lo difícil es precisar la naturaleza de la relación en el corto plazo. En efecto, en tal caso, más que la inflación observada lo importante son las expectativas de inflación y de ahí toda la teoría sobre tipos de interés nominales y reales iniciada con Irving Fisher. Sin entrar en los problemas de cómo medir tales expectativas, nos encontramos con el hecho de que la idea de que los tipos nominales se ajustan punto a punto a cambios en la tasa esperada de inflación sólo es cierta si las nuevas expectativas no modifican los deseos de prestar y tomar prestado a ese tipo de interés real. En consecuencia, los efectos de las expectativas de inflación sobre los tipos nominales pueden no ser simétricos en las bajadas respecto las subidas (\*). Por todo ello, la influencia a corto plazo de la inflación sobre los tipos de interés tiende a seguirse, en el análisis fundamental que estamos comentando, a través de indicadores de liquidez.

De otra parte, los indicadores de liquidez son también importantes si consideramos sus tasas de variación. En efecto, los sujetos económicos pueden adaptarse a nuevos niveles de inflación, liquidez y tipos de interés, pero lo importante en la evolución a corto plazo de estos últimos es el proceso de ajuste. En él se observa que los puntos de giro en los tipos de interés suelen venir precedidos por puntos de giro en la tasa de variación de los indicadores de liquidez. Esta relación, aunque interesante, no es plenamente útil ya que el tiempo de adelanto de la liquidez sobre los

---

(\*) Una discusión sobre el ajuste de tipos nominales a caídas en las expectativas de inflación puede verse en Taylor, H. (1982).

tipos es variable. En la práctica para reducir esta variabilidad se utilizan medidas de liquidez suavizadas (\*).

Si lo que antecede puede servir para investigar el flujo de dinero hacia la economía real, el análisis fundamental debe cerrarse con una evaluación de la situación de la actividad económica y de la dirección hacia la que se mueve. Esta se realiza analizando un conjunto de indicadores económicos, de forma que examinando cada uno de ellos nos formemos una idea global del momento económico.

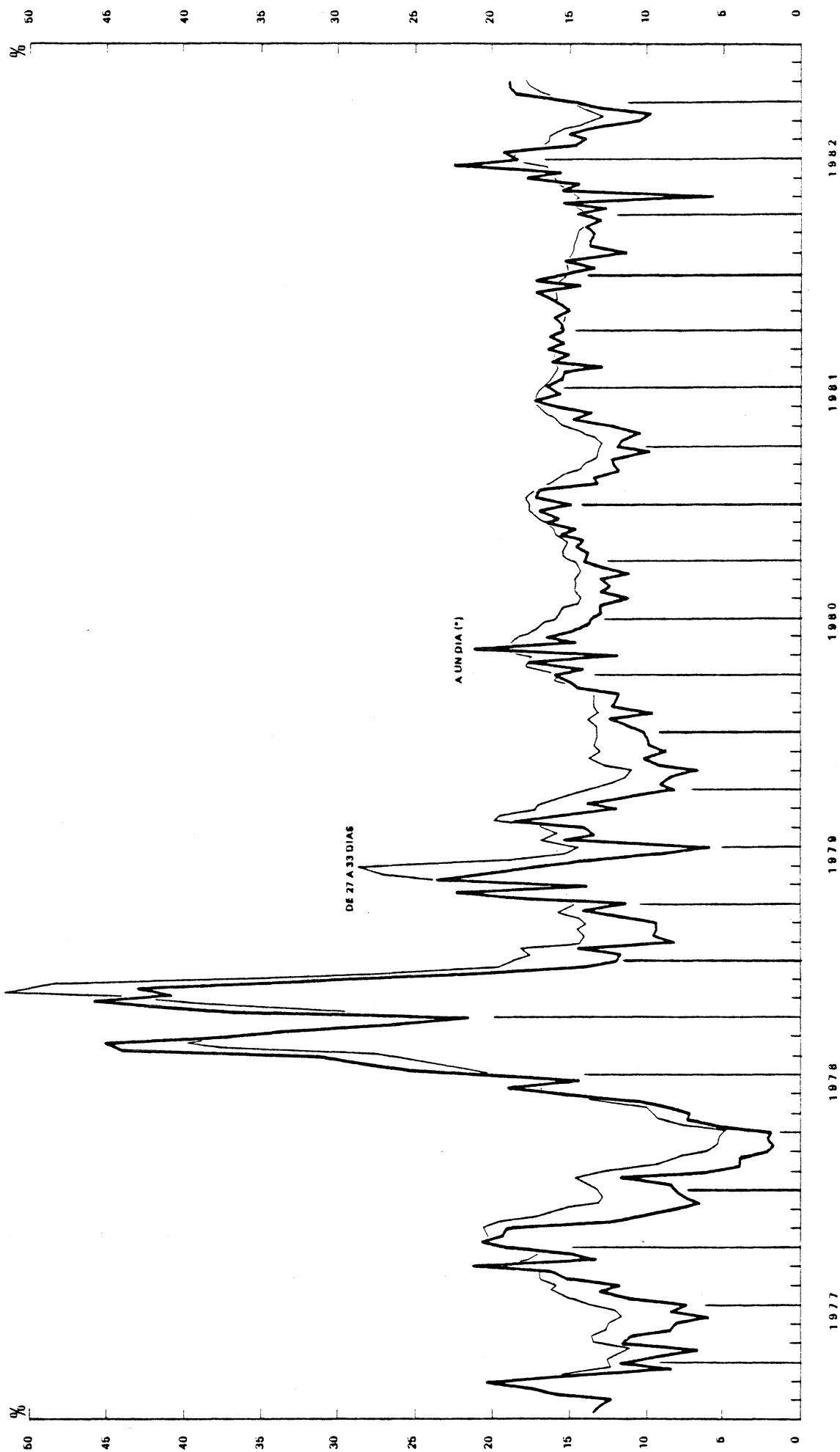
Esta discusión sobre el análisis fundamental muestra, a su vez, la complejidad de introducir todo ello en un modelo econométrico. Un paso previo, antes de intentar la construcción de modelos econométricos para explicar los tipos de interés, puede ser el estudio multivariante de los tipos de interés más relevantes en la economía española.

En el gráfico 5 veíamos cómo un tipo a corto oscilaba alrededor del tipo a largo, ROB. En el gráfico 15 se observa que la tendencia en dos tipos del mercado interbancario es coincidente. Parece pues que el análisis multivariante que sugerimos puede servir para detectar cómo se forman las distintas tendencias de los tipos de interés y con que estructura, si alguna, se desvían éstos de aquellas.

---

(\*) Véase Pring (1981) págs. 95-7

TIPO DE INTERES EN EL MERCADO INTERBANCARIO (MEDIA DECENAL)



(\*) La serie representada corresponde a las medias decenales de la serie diaria de coste medio de los créditos de un día (R11CM), presentada en la sección V.4.

## VII. EL ANALISIS TECNICO EN LA PREDICCION DE LOS TIPOS DE INTERES

En la sección IV comentábamos que los aspectos más importantes a predecir en los tipos de interés eran los puntos de inflexión. En la sección V veíamos que tal predicción no se puede lograr con el análisis univariante. En la sección VI hemos apuntado las relaciones económicas que deberían incluirse en un modelo econométrico que sea de utilidad para los objetivos de predicción que pretendemos, y también, hemos señalado la complejidad de lograrlo. Por ello en la práctica muchas de las predicciones que se hacen de los tipos de interés se basan en métodos alternativos, como el del análisis técnico ("Technical Analysis").

El análisis técnico, que se remonta a los tiempos de Charles H. Dow a finales del siglo pasado, se viene utilizando desde entonces en la predicción de las cotizaciones en bolsa, véase por ejemplo Pring (1980), y recientemente se está utilizando con éxito en la predicción de tipos de cambio, véase por ejemplo Goodman (1981) y Rosemberg (1981) y referencias allí citadas.

El análisis técnico consiste en la aplicación de métodos gráficos para identificar, lo más tempranamente posible, puntos de inflexión en la tendencia de una serie. En la sección anterior hemos advertido que las predicciones de los tipos de interés, cuando no se realizan con modelos econométricos, deben basarse en un análisis fundamental. Por ello el análisis técnico de los tipos de interés no puede realizarse aisladamente sino que debe integrarse junto con un análisis fundamental. El libro de Pring (1981) es un texto muy útil sobre como realizar esta integración. En ella el análisis fundamental, que es primordial y previo, sirve para indicarnos que las condiciones eco

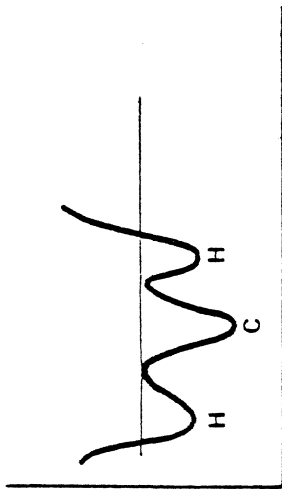
~~técnico~~-financieras son compatibles con un cambio de tendencia en los tipos de interés y el análisis técnico, se realiza en segundo lugar para obtener una señal específica en el momento en que el cambio esté ocurriendo.

Los cambios en la tendencia de un tipo de interés son suaves, de cierta duración y en tales momentos se agudiza el conflicto entre las fuerzas de la oferta y de la demanda. Bajo el supuesto que ante situaciones similares se producen reacciones parecidas, es posible, examinando toda la historia anterior, llegar a identificar ciertos movimientos característicos que ocurren en los principales picos y valles de la serie.

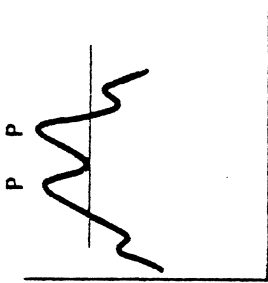
Nosotros no vamos a entrar aquí en una presentación sistemática de todos los métodos utilizados en el análisis técnico, para ello remitimos al lector a Pring (1980). Señalaremos simplemente algunos de los esquemas que se encuentran en los momentos de cambio. Los más destacados son los de cabeza y hombros, doble pico y doble valle, que se recogen en el gráfico 16. Cuando en una determinada serie aparece un esquema de éstos es indicio de que está ocurriendo un cambio de tendencia. En el gráfico 6 se detectan bastantes esquemas de ese tipo. Así de abril a junio de 1977 un doble valle, de junio a noviembre de 1978 un doble pico y de enero a marzo de 1979 uno de cabeza y hombros.

La aparición de los esquemas mencionados nos advierte de que podemos estar asistiendo a una inflexión de tendencia, pero, en general, esto ha de tomarse simplemente como una señal que debe ser confirmada. Estas señales quedan confirmadas, desde el punto de vista del análisis técnico, si en el momento de su aparición o inmediatamente después la serie original cruza una línea de tendencia.

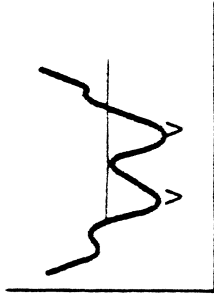
GRAFICO 16.



(a). Cabeza y hombros



(b). Doble pico



(c). Doble valle

Existen diversas formas de obtener líneas de tendencia. Una de ellas consiste en unir picos o valles, como las líneas 1, 2, 3, 1', 2' y 3' del gráfico 6. Estas líneas de tendencia se actualizan con la aparición de nuevos picos o valles y pueden indicar tendencias propiamente dichas en el nivel de la serie o pueden servir, como en el caso del gráfico 6, de líneas frontera en los crecimientos y caídas de la serie. En el gráfico 6 la primera frontera superior nos viene dada por la línea 1, que se obtiene uniendo los primeros picos de 1977. En mayo de 1978 esta línea queda obsoleta y se actualiza con la línea 2. Finalmente en junio de 1982 tenemos la última actualización. Algo similar ocurre con las fronteras inferiores. En este ejemplo las líneas frontera marcan un canal por el que normalmente discurre la serie y es importante observar que este canal se ha ido estrechando en los últimos años.

Otras líneas de tendencia de mayor importancia son las obtenidas a partir de determinadas medias móviles de la serie original. El número de términos empleado en el cálculo de la media móvil dependerá de la evolución que muestre la serie bajo examen y del tipo corto, medio o largo plazo de los puntos de inflexión que se quieran determinar. Para que las medias móviles sirvan de indicador adelantado no se suelen utilizar representándolas de forma centrada, sino que cada valor medio se asigna a la última observación incluida en su cómputo. En el gráfico 6 se ha trazado una media móvil de nueve decenas que, normalmente, es cruzada por la serie original muy poco después de una inflexión en ésta. La importancia de estos cruces como indicadores de cambios de tendencia en la serie original aumenta si poco después del cruce la media cambia también de tendencia. En el gráfico la media de nueve decenas se ha mostrado muy indicativa en este sentido. La excepción principal la tenemos en julio de 1982, en donde la serie ya está cayendo pe-



ro la media no lo hace hasta septiembre. Para este período una media de seis decenas es más útil. Por ello quizás para el futuro próximo una línea de tendencia obtenida como una media ponderada de las medias móviles de nueve y seis decenas, en función de sus longitudes, puede ser más fiable.

En fin, con estos ejemplos hemos pretendido señalar que el análisis técnico se puede utilizar con éxito en la predicción de tipos de interés como el interbancario día a día, principalmente en las épocas de mayor variación de la serie. Ciertamente estos son los momentos en los que la predicción es más importante y más rentable.

## VIII.- CONCLUSIONES

Al comienzo de este trabajo nos hemos preocupado en señalar que el considerar los mercados de dinero como "eficientes" no impide la predicción de los tipos de interés a corto plazo.

En la sección III, al examinar tipos a corto y a largo plazo, hemos visto que aquéllos oscilan sobre la tendencia de éstos (gráfico 5). Además, al estimar la tendencia del tipo de interés en el mercado interbancario (préstamos a un mes) y la del rendimiento interno de las obligaciones (gráfico 4) se observa que en los primeros la tendencia, durante los años 74 a 78, ha sido muy rápida y que, durante los años 80 y 81 ha mostrado un ligero descenso. Por el contrario, la tendencia del rendimiento interno de las obligaciones durante el período 1974 a 1978, siguió una evolución similar a la de los años anteriores y en la actualidad continúa en ascenso.

En la sección V hemos intentado estimar las características más importantes registradas en la evolución de cuatro series de tipos de interés y del rendimiento interno de las obligaciones. Un resumen comentado de las mismas se presenta en la sección V.6.

En las últimas secciones hemos discutido la conveniencia de la predicción con modelos econométricos de los tipos de interés. No obstante, dada la complejidad que tal labor encierra el afrontar esta tarea de predicción mediante el análisis fundamental y técnico es aconsejable. Este último lo hemos aplicado a una serie de tipos del mercado interbancario (sección VII) y hemos visto que los principales puntos de cambio de tendencia de la serie fueron predecibles.

BIBLIOGRAFIA

- BOSCHAN, C. y W.W. EBANKS, 1976, "The phase-average trend: a new way of measuring economic growth", trabajo no publicado.
- BOX, G.E.P. y G.M. JENKINS, 1970, Time Series Analysis Forecasting and Control, Holden Day, San Francisco.
- COOPER, J.C.B., 1982, "World Stock Markets: Some Random Walk Tests", Applied Economics, 14, pgs. 515-31.
- ESPASA, A., 1980, La Predicción Económica, Banco de España, Servicio de Estudios, Estudios Económicos n° 18.
- ESPASA, A., 1981, "La estimación de los componentes tendencial y cíclico de los indicadores económicos", Banco de España, Servicio de Estudios, documento de trabajo 8102.
- ESPASA, A., 1981,b, "Comentarios a la modelización univariante de un conjunto de serie de la economía española", Banco de España, Servicio de Estudios, documento de trabajo 8105.
- GARRIDO, I., 1974, El rendimiento interno de las obligaciones, Banco de España, Servicio de Estudios, Estudios Económicos n° 3.
- GOODMAN, S., 1981, "Technical Analysis Still Beats Econometrics", Euromoney, agosto, pgs. 48-51.
- GROSSMAN, S.J. y J.E. STIGLITZ, 1980, "On the impossibility of efficient markets", American Economic Review, Junio.

.../...

.../...

HATJOULLIS, G.S. y A.W. STARK, 1981, "Modern Finance and Portfolio Management", Managerial Finance, V. 7, n° 3, pgs. 2-4.

JENSEN, M.C., 1978, "Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency", Journal of Financial Economics, V. 6, pgs. 95-101.

PESANDO, J.E., 1981, "On Forecasting Interest Rates: An Efficient Markets Perspective", Journal of Monetary Economics, V. 8, pgs. 305-318.

PRING, M.J., 1980, Technical Analysis Explained, McGraw-Hill, New York.

PRING, M.J., 1981, How to Forecast Interest Rates, McGraw-Hill, New York.

ROSENBERG, M.R., 1981, "Is Technical Analysis Right for Currency Forecasting?", Euromoney, 1981, junio, pgs. 125-30.

TAYLOR, H., 1982, "Interest Rates: How Much Does Expected Inflation Matter?", Business Review of the Federal Reserve Bank of Philadelphia, Julio-Agosto, pgs. 3-12.

TAYLOR, S.J., 1980, "Conjectured Models for Trends in Financial Prices, Tests and Forecasts", Journal of the Royal Statistical Society, A, v. 143, part 3, pgs. 338-62.

TAYLOR, S.J., 1982, "Test of the Random Walk Hypothesis Against a Price-Trend Hypothesis", Journal of Financial and Quantitative Analysis, v. XVII, n° 1, marzo, pgs. 37-61.

TIAO, G.C. y G.E.P. BOX, 1981, "Modeling Multiple Time Series With Applications", Journal of the American Statistical Association, v. 71, pgs. 802-16.

DOCUMENTOS DE TRABAJO:

- 7801 **Vicente Poveda y Ricardo Sanz:** Análisis de regresión: algunas consideraciones útiles para el trabajo empírico.
- 7802 **Julio Rodríguez López:** El PIB trimestral de España, 1958-1975. Avance de cifras y comentarios (**Agotado**).
- 7803 **Antoni Espasa:** El paro registrado no agrícola 1964-1976: un ejercicio de análisis estadístico univariante de series económicas. (Publicado en Estudios Económicos n.º 15).
- 7804 **Pedro Martínez Méndez y Raimundo Poveda Anadón:** Propuestas para una reforma del sistema financiero.
- 7805 **Gonzalo Gil:** Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español. Reeditado con el número 8001.
- 7806 **Ricardo Sanz:** Modelización del índice de producción industrial y su relación con el consumo de energía eléctrica.
- 7807 **Luis Angel Rojo y Gonzalo Gil:** España y la CEE. Aspectos monetarios y financieros.
- 7901 **Antoni Espasa:** Modelos ARIMA univariantes, con análisis de intervención para las series de agregados monetarios (saldos medios mensuales)  $M_3$  y  $M_2$ .
- 7902 **Ricardo Sanz:** Comportamiento del público ante el efectivo (**Agotado**).
- 7903 **Nicolás Sánchez-Albornoz:** Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen I: Crítica de la fuente.
- 7904 **Nicolás Sánchez-Albornoz:** Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen II: Series provinciales.
- 7905 **Antoni Espasa:** Un modelo diario para la serie de depósitos en la Banca: primeros resultados y estimación de los efectos de las huelgas de febrero de 1979.
- 7906 **Agustín Maravall:** Sobre la identificación de series temporales multivariantes.
- 7907 **Pedro Martínez Méndez:** Los tipos de interés del Mercado Interbancario.
- 7908 **Traducción de E. Giménez-Arnau:** Board of Governors of the Federal Reserve System-Regulations AA-D-K-L-N-O-Q (**Agotado**).
- 7909 **Agustín Maravall:** Effects of alternative seasonal adjustment procedures on monetary policy.
- 8001 **Gonzalo Gil:** Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español (**Agotado**).
- 8002 **Traducción de E. Giménez-Arnau:** Empresas propietarias del Banco. Bank Holding Company Act-Regulation «Y» (**Agotado**).
- 8003 **David A. Pierce, Darrel W. Parke, and William P. Cleveland, Federal Reserve Board and Agustín Maravall, Bank of Spain:** Uncertainty in the monetary aggregates: Sources, measurement and policy effects.
- 8004 **Gonzalo Gil:** Sistema financiero español (**Agotado**).
- 8005 **Pedro Martínez Méndez:** Monetary control by control of the monetary base: The Spanish experience (la versión al español se ha publicado como Estudio Económico n.º 20).
- 8101 **Agustín Maravall, Bank of Spain and David A. Pierce, Federal Reserve Board:** Errors in preliminary money stock data and monetary aggregate targeting.
- 8102 **Antoni Espasa:** La estimación de los componentes tendencial y cíclico de los indicadores económicos.
- 8103 **Agustín Maravall:** Factores estacionales de los componentes de  $M_3$ . Proyecciones para 1981 y revisiones, 1977-1980.
- 8104 Normas relativas a las operaciones bancarias internacionales en España.
- 8105 **Antoni Espasa:** Comentarios a la modelización univariante de un conjunto de series de la economía española.
- 8201 **Antoni Espasa:** El comportamiento de series económicas: Movimientos atípicos y relaciones a corto y largo plazo.

- 8202 **Pedro Martínez Méndez e Ignacio Garrido:** Rendimientos y costes financieros en el Mercado Bursátil de Letras.
- 8203 **José Manuel Olarra y Pedro Martínez Méndez:** La Deuda Pública y la Ley General Presupuestaria.
- 8204 **Agustín Maravall:** On the political economy of seasonal adjustment and the use of univariate time-series methods.
- 8205 **Agustín Maravall:** An application of nonlinear time series forecasting.
- 8206 **Ricardo Sanz:** Evaluación del impacto inflacionista de las alzas salariales sobre la economía española en base a las tablas input-output.
- 8207 **Ricardo Sanz y Julio Segura:** Requerimientos energéticos y efectos del alza del precio del petróleo en la economía española.
- 8208 **Ricardo Sanz:** Elasticidades de los precios españoles ante alzas de diferentes inputs.
- 8209 **Juan José Dolado:** Equivalencia de los tests del multiplicador de Lagrange y F de exclusión de parámetros en el caso de contrastación de perturbaciones heterocedásticas.
- 8210 **Ricardo Sanz:** Desagregación temporal de series económicas.
- 8211 **Julio Rodríguez y Ricardo Sanz:** Trimestralización del producto interior bruto por ramas de actividad.
- 8212 **Mercado de valores: Administraciones Públicas.** Series históricas 1962-1981.
- 8213 **Antoni Espasa:** Una estimación de los cambios en la tendencia del PIB no agrícola, 1964-1981.
- 8214 **Antoni Espasa:** Problemas y enfoques en la predicción de los tipos de interés.

*\*\*Estas publicaciones – que, por su carácter especializado, son de tirada reducida – se distribuyen gratuitamente a las personas o entidades interesadas que las soliciten por correo.*