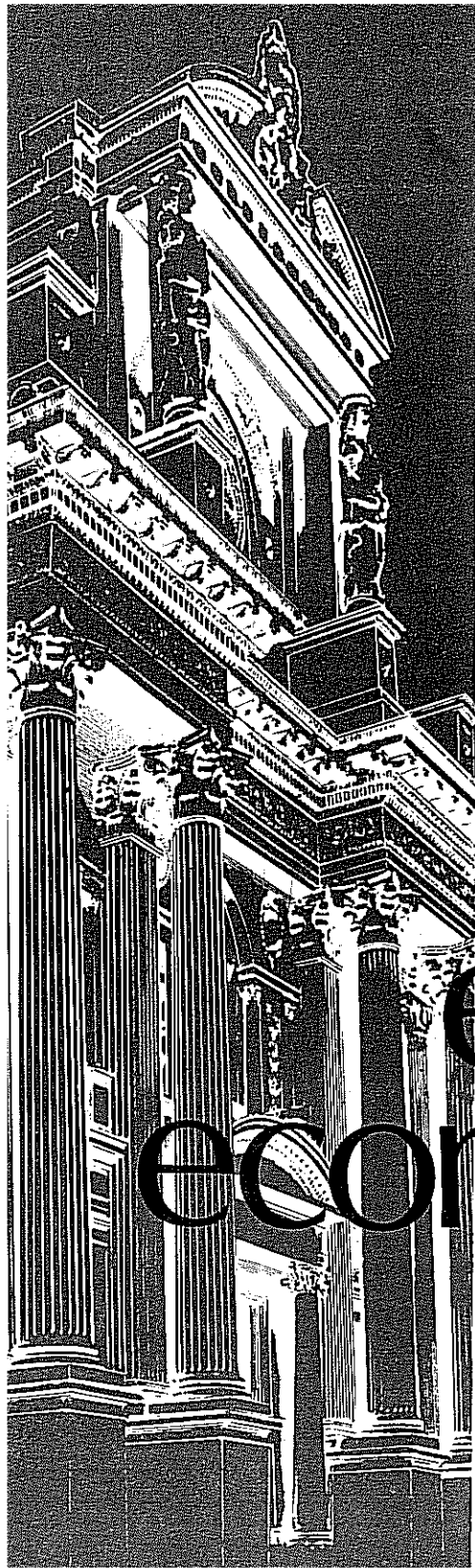




ensayos económicos

Nº 18
junio 1981

BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA

DIRECTORIO (')

Presidente:

Cont. EGIDIO IANNELLA

Vicepresidente:

Cont. MANUEL R. GONZALEZ ABAD

Vicepresidente 2º:

Calnte. Cont. (R.E.) ANDRES O. COVAS

Directores:

Ing. UBALDO J. AGUIRRE

Brig. May. (R) FRANCISCO CABRERA

Gral. de Brig. (R) JOSE T. GOYRET

Dr. RAMIRO C. ESTEVERENA

Cont. HORACIO GIMENEZ ZAPIOLA

Gerente General:

Dr. PEDRO CAMILO LOPEZ

Secretario del Directorio:

Sr. ANTONIO B. INGLESE

(') - Integración del Directorio al 30.6.81.



BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA

Comité
Editorial

Horacio A. Alonso

Tomás J. T. Balíño

Ernesto Gaba

José L. Machinea

Coordinador Técnico

Manuel Alonso Olivera

ensayos económicos

junio 1981

Nº 18

ISSN 0325 - 3937

Para suscripciones, dirigirse a:

Banco Central de la República Argentina
Departamento de Secretaría General
Reconquista 266,
1003 CAPITAL FEDERAL - Argentina

ESTA PUBLICACION FIGURA INSCRIPTA EN LA DIRECCION NACIONAL DEL DERECHO DE
AUTOR BAJO EL N° 140072. EXCEPTO EN LOS CASOS EN QUE SE HAGA EXPRESA RE-
SERVA DE DERECHOS, SE PERMITE LA REPRODUCCION DE LOS ARTICULOS SIEMPRE
QUE SE CITEN SU AUTOR, EL NOMBRE DE LA REVISTA Y EL DE LA INSTITUCION

INDICE

ESTIMACION DE UNA FUNCION PARA EL COEFICIENTE DE CIRCULANTE EN LOS RECURSOS MONETARIOS, por Edgardo C. Demaestri	1
---	---

Introducción	
Consideraciones preliminares	
Tratamiento del coeficiente c mediante el análisis de series de tiempo	
Estimación de la función para el coeficiente c	
Análisis de la estabilidad de los coeficientes estimados	
Análisis del poder predictivo de la función estimada	
Análisis de residuos de la función estimada	
Estimación de la función con datos desestacionalizados	
Análisis de los residuos de la función estimada con datos des estacionalizados	
Comparación de los resultados obtenidos al estimar la fun- ción con datos desestacionalizados y sin desestacionalizar	
Análisis de regresión robusta	
Conclusión y comentarios finales	
Addendum	

EVOLUCION DE LAS TASAS DE INTERES EN LA ARGENTINA. UN ANALISIS DE SERIES TEMPORALES, por Tomás José Teodoro Baliño	51
---	----

Introducción	
Características generales de las tasas de interés	
Modelo de la serie de tasa de interés pasiva a 30 días	
Comportamiento de las tasas de Letras de Tesorería	
Relación entre la tasa pasiva y la tasa de las letras	
Relación entre las variaciones de la base monetaria y las ta sas de interés	
Relaciones entre las tasas de interés locales y las interna- cionales	
Resumen y conclusiones	
Apéndice estadístico	

TITULOS INCORPORADOS A LA BIBLIOTECA	97
--	----

Las opiniones expresadas en esta revista son de responsabilidad exclusiva de los autores y no representan necesariamente el criterio de este Banco.

ESTIMACION DE UNA FUNCION PARA EL COEFICIENTE DE CIRCULANTE EN LOS RECURSOS MONETARIOS (*)

por Edgardo C. Demaestri*

I - INTRODUCCION

El objetivo de este trabajo es estimar una función que explique la evolución del cociente entre las tenencias de billetes y monedas(circulante) y las de recursos monetarios y que resulte de utilidad para efectuar predicciones de los valores de esa relación en el corto plazo.

El cociente bajo estudio, que se denomina generalmente "coeficiente c", reviste especial importancia en la realización de la programación monetaria y en las proyecciones sobre "liquidez" que efectúan las entidades financieras.

El coeficiente c desempeña un papel relevante en el análisis de la creación monetaria que considera que la definición de activos monetarios (que sea de interés para la programación monetaria) resulta del producto de la base monetaria por un multiplicador.

(*) Este trabajo fue presentado en la XVI Reunión de la Asociación Argentina de Economía Política (Bahía Blanca, noviembre 1981). Agradezco los comentarios recibidos, en especial los efectuados por el comentarista oficial del trabajo: Lic. Guillermo Rozenwurcel. (*) Centro de Estudios Monetarios y Bancarios.

Los componentes de la base monetaria son pasivos monetarios del Banco Central. El multiplicador refleja la expansión secundaria de activos monetarios, expansión que se origina en la intermediación que realizan las entidades financieras.

La parte de los recursos monetarios que el público mantiene en la forma de billetes y monedas (coeficiente c) indica la proporción de los recursos monetarios que no vuelve al circuito financiero y, por lo tanto, que no participa en el proceso de creación secundaria de los activos monetarios $1/$.

Para la formulación y realización de la programación monetaria, y para las proyecciones que realizan las entidades financieras, se debe contar con predicciones sobre la evolución futura del coeficiente c . La estimación de una función que sea útil para explicar el comportamiento pasado de la serie y para efectuar tales predicciones resulta prácticamente imprescindible. Como se mencionó al principio, realizar tal estimación es el objetivo de este trabajo.

Una breve descripción de los principales puntos que se tratan durante el desarrollo del estudio es la siguiente:

En el punto II se describen los datos sobre el coeficiente c y se analiza cuáles variables pueden afectar su evolución. Finalmente, se discute la aplicabilidad del análisis de series de tiempo en este trabajo.

En el punto III se realiza un análisis de series de tiempo a las observaciones disponibles del coeficiente c . Se identifica un modelo autorregresivo de segundo orden y se estiman sus parámetros. Ante la presencia de estacionalidad en la serie se evalúan distintas posibilidades para su tratamiento.

En el punto IV se estima una función para el coeficiente c . Se aplica el método de mínimos cuadrados ordinarios para estimar en forma conjunta los parámetros autorregresivos y los coeficientes de las variables independientes que se discuten en el punto II. Se trata de captar la estacionalidad mediante la inclusión de variables correctivas estacionales. Se analizan los resultados obtenidos.

En el punto V se analiza la estabilidad de las estimaciones de los parámetros comparando los resultados que se obtienen al estimar la función con un menor número de observaciones.

En el punto VI se evalúa el poder predictivo de la función mediante la realización de predicciones a un paso.

En el punto VII se analiza la presencia de autocorrelación en los residuos que surgen de la función estimada. Se evalúan los efectos que pudo ocasionar la forma elegida para eliminar la estacionalidad.

En el punto VIII se estima la función con series desestacionalizadas. Previamente se modelan, mediante el análisis de series de tiempo, las observaciones del coeficiente c desestacionalizado.

En el punto IX se analiza la presencia de autocorrelación en los residuos de la función estimada con series desestacionalizadas.

En el punto X se comparan los resultados obtenidos al estimar la función con variables desestacionalizadas y sin desestacionalizar.

En el punto XI se efectúa un análisis de regresión robusta y se comparan los resultados con los que se obtuvieron por mínimos cuadrados ordinarios.

En el punto XII, se presentan las conclusiones.

En anexo se acompañan las series de datos estadísticos utilizadas.

Finalmente, en addendum, se informan los resultados obtenidos al actualizar la función estimada en el punto IV, considerando una nueva estimación de la serie del producto bruto interno (una de las variables independientes) y utilizando datos hasta el mes de octubre de 1981.

II - CONSIDERACIONES PRELIMINARES

1. Cuantificación del coeficiente c

El coeficiente c se mide como la relación entre los billetes y monedas (ByM) y los recursos monetarios (RM) en poder de unidades no pertenecientes al sistema financiero 2/.

$$c = \frac{\text{ByM}}{\text{RM}}$$

Los recursos monetarios se definen como la suma de los billetes y monedas (ByM) y los depósitos en entidades financieras sujetos a la tasa única de efectivo mínimo (D).

Es posible contar con una serie homogénea del coeficiente c en forma mensual desde junio de 1977, debido a que a partir de esa fecha se encuentran calculados los billetes y monedas y los recursos monetarios como promedios mensuales de datos diarios 3/.

En este trabajo se considera la serie mensual del coeficiente c cuantificada para el período junio de 1977-junio de 1981 debido a que, durante la investiga-

ción, la última información que se dispuso es la correspondiente al mes de junio de 1981.

2. Descripción de la serie

La serie mensual que describe la evolución del coeficiente c presenta, en general, movimientos suaves.

Ello se desprende de la observación de los datos (Cuadro N° 1) y del gráfico de la serie (Gráfico N° 1).

El valor medio del coeficiente c para el período junio 77 - junio 81 es de 0,1270 y el desvío típico (raíz cuadrada de la varianza) es de 0,0104.

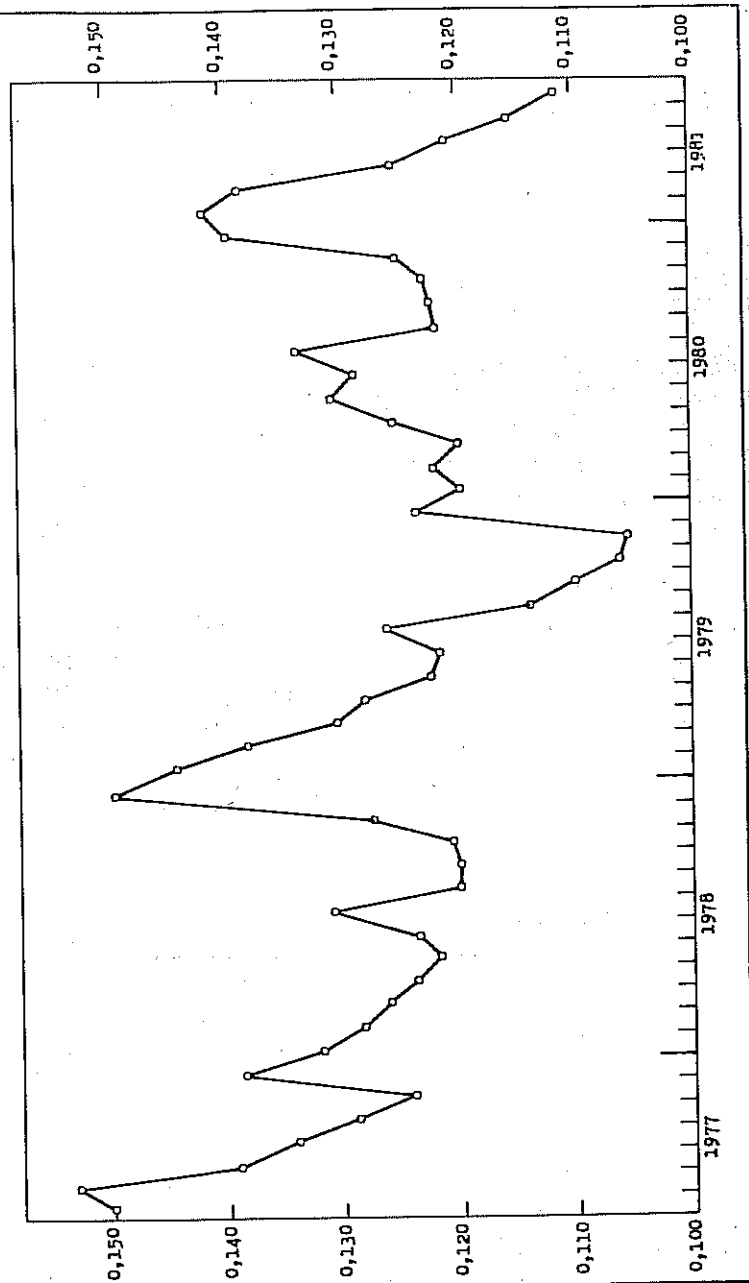
Se observa un comportamiento estacional. La serie presenta valores más altos en julio y diciembre. Simplificadamente se puede comentar que la serie aumenta de valor en julio, decrece luego hasta noviembre, aumenta en diciembre y, finalmente, decrece hasta junio.

CUADRO N° 1
Evolución del coeficiente c

Meses	Años				
	1977	1978	1979	1980	1981
Enero		0,1318	0,1443	0,1197	0,1415
Febrero		0,1283	0,1380	0,1220	0,1384
Marzo		0,1259	0,1304	0,1198	0,1252
Abril		0,1238	0,1280	0,1252	0,1208
Mayo		0,1217	0,1223	0,1306	0,1155
Junio	0,1499	0,1234	0,1216	0,1286	0,1113
Julio	0,1530	0,1307	0,1261	0,1336	
Agosto	0,1389	0,1201	0,1137	0,1217	
Setiembre	0,1341	0,1199	0,1098	0,1223	
Octubre	0,1288	0,1206	0,1059	0,1228	
Noviembre	0,1241	0,1273	0,1053	0,1250	
Diciembre	0,1387	0,1496	0,1236	0,1396	

GRAFICO Nº 1

EVOLUCION DEL COEFICIENTE C



3. Variables que pueden afectar el comportamiento del coeficiente c

Al ser el coeficiente c el cociente de las tenencias de billetes y monedas y de recursos monetarios, en principio, su comportamiento puede ser afectado por la evolución de aquellas variables que influyen sobre las tenencias de los activos mencionados. En este sentido, las principales variables que pueden explicar el comportamiento del coeficiente c son:

- i/ Tasa de interés (i)
- ii/ Nivel de ingreso (Y)
- iii/ Tasa de inflación (P)

Es de esperar que cambios en las tasas de interés afecten con signo contrario al coeficiente c. Esto es así pues variaciones en las tasas de interés influyen en sentido distinto sobre las tenencias de billetes y monedas y de depósitos a interés 4/.

El efecto cualitativo de las variables nivel de ingreso y tasa de inflación sobre el coeficiente c no resulta claro a priori. Ello se debe a que cambios en estas variables afectan en la misma dirección a las tenencias de billetes y monedas y de recursos monetarios. Tendrán algún efecto sobre el coeficiente en la medida que afecten con elasticidades distintas a las tenencias de los activos considerados.

La variable nivel de ingreso puede incluirse debido a que resulte una aproximación de la riqueza o una aproximación del nivel de transacciones. En este sentido puede que las elasticidades de billetes y monedas y depósitos con respecto al ingreso sean significativamente diferentes y, por lo tanto, que esta variable resulte relevante para explicar el comportamiento del coeficiente c.

4. Aplicabilidad del análisis de series de tiempo

Hay varias formas de estimar una función que relacione las variables mencionadas en el punto anterior con el coeficiente c y que resulte útil para efectuar predicciones; entre ellas la más usual consiste en aplicar el método de mínimos cuadrados ordinarios.

En este trabajo se prefirió no aplicar directamente ese procedimiento. Se decidió realizar en forma preliminar un análisis de las observaciones del coeficiente c considerándolas como observaciones de una serie de tiempo y tratar de identificar el eventual modelo que las generara.

Es decir se trata de ver cómo y cuánto se puede explicar del comportamiento de la serie considerando exclusivamente los valores observados de ella en el pasado.

En este análisis no se descuida el hecho de que las variables que se expusieron en el punto anterior afecten al coeficiente c . Pero sí se desea separar la parte del comportamiento que puede ser explicada por los valores pasados de la serie para, luego, poder intentar explicar la parte restante por las variables mencionadas.

Este análisis resulta de particular importancia por otras tres razones adicionales:

- i/ Permite determinar la presencia de estacionalidad en la serie que se estudia.
- ii/ En caso de identificarse un modelo autorregresivo surge el número de rezagos del coeficiente c que pueden incorporarse como variables explicativas en la función a estimar por el método de regresión.

- iii/ Permite separar, o al menos identificar, el efecto de correlaciones espurias entre el coeficiente c y las variables explicativas ocasionadas por la relación existente entre el pasado de las series.

III - TRATAMIENTO DEL COEFICIENTE C MEDIANTE EL ANALISIS DE SERIES DE TIEMPO

Para realizar el análisis de series de tiempo se siguió la metodología propuesta por Box y Jenkins 5/.

La primer dificultad con que se tropezó fue el número de observaciones disponibles (49), el cual, si bien se considera reducido para un análisis de este tipo, permite la realización de un análisis preliminar.

1. Correlograma y correlograma parcial

En primer lugar se calculó el correlograma y correlograma parcial de la serie de observaciones.

Los resultados obtenidos son los siguientes 6/:

K	1	2	3	4	5	6
r_K	0,67	0,34	0,07	- 0,07	0,01	0,02
ϕ_{KK}	0,67	- 0,22	- 0,10	- 0,03	0,24	- 0,17

K	7	8	9	10	11	12
r_K	- 0,03	- 0,21	- 0,25	- 0,22	- 0,14	0,06
ϕ_{KK}	- 0,09	- 0,29	0,23	- 0,15	0,07	0,11

donde:

K: orden de los coeficientes de correlación y correlación parcial

r_K : coeficiente de correlación de orden K

ϕ_{KK} : coeficiente de correlación parcial de orden KK

Debido a limitaciones del programa de cómputo utilizado, el orden máximo que se pudo calcular para los coeficientes de correlación y correlación parcial fue de 12. Es de notar que a medida que aumenta el orden, el grado de precisión de las estimaciones disminuye debido a que el número de observaciones involucradas es menor.

2. Identificación preliminar del modelo

Del análisis del correlograma y el correlograma parcial surge que el modelo podría ser un autorregresivo de orden 2. A estos modelos se los simboliza AR (2).

Es de notar que el reducido número de observaciones hace que la varianza de los estimadores sea elevada y que, la eventual presencia de estacionalidad puede dificultar esta identificación preliminar.

3. Ajuste exploratorio autorregresivo

Para buscar una prueba adicional del modelo se decidió realizar un ajuste exploratorio autorregresivo.

Este ajuste consiste en probar la presencia de un modelo autorregresivo de distintos órdenes y, por diferentes criterios, seleccionar el orden que resulte óptimo 7/.

Tanto por el criterio de la función de transferencia autorregresiva mínima, propuesto por Parzen, como por el del menor error final de predicción, propuesto por Akaike, se elige el orden 2 para el modelo autorregresivo.

4. Análisis de admisibilidad de un AR (2) y estimación preliminar de los parámetros

Dados los resultados obtenidos se decidió efectuar un análisis de admisibilidad de un modelo AR (2) y estimar en forma preliminar sus parámetros.

Las condiciones de admisibilidad de un modelo AR (2) en términos de los coeficientes teóricos de autocorrelación () son las siguientes:

$$\begin{aligned} -1 &< \rho_1 < 1 \\ -1 &< \rho_2 < 1 \\ \rho_1^2 &< \frac{1}{2} (\rho_2 + 1) \end{aligned}$$

Utilizando como estimaciones de los los coeficientes r calculados, resulta que es admisible un modelo AR (2).

$$-1 < 0,67 < 1$$

$$-1 < 0,34 < 1$$

$$0,67^2 < \frac{1}{2} (0,34 + 1)$$

El modelo resulta de la forma:

$$c_t = \phi_0 + \phi_1 \cdot c_{t-1} + \phi_2 \cdot c_{t-2} + \mu_t$$

donde

μ_t = término aleatorio con $E(\mu_t) = 0$ y $E(\mu_t \cdot \mu_{t-1}) = 0$

$$\forall i \neq 0$$

A partir de los coeficientes de autocorrelación se efectuó la siguiente estimación preliminar de los parámetros ϕ_1 y ϕ_2 :

$$\hat{\phi}_1 = \frac{r_1 (1-r_2)}{1 - r_1^2} = 0,82$$

$$\hat{\phi}_2 = \frac{r_2 - r_1^2}{1 - r_1^2} = -0,22$$

5. Estimación de los parámetros del modelo AR (2)

A partir de la estimación preliminar de los parámetros y utilizando un programa de cómputo que calcula los parámetros por un método de máxima verosimilitud se obtuvieron los siguientes resultados para el modelo de la serie 8/:

$$c_t = 0,867 \cdot c_{t-1} - 0,237 \cdot c_{t-2} + a_t$$

(6,04) (-1,63)

Los coeficientes entre paréntesis son los estadísticos "t" de Student. El coeficiente ϕ_1 resulta distinto de cero con un nivel de significación inferior al 1%. En cambio el coeficiente ϕ_2 sólo resulta significativo a un nivel mayor al 10%.

El error típico de los residuos es de 0,0074 que resulta inferior al desvío de la serie original que es de 0,0104. La reducción en la varianza es de aproximadamente el 50%.

El análisis del correlograma de los residuos de este modelo brinda los siguientes resultados:

ESTIMACION DE UNA FUNCION PARA EL "COEFICIENTE C" 13

K	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
r_K	- 0,03	0,07	0,03	- 0,24	0,15	- 0,03	0,14	- 0,25	- 0,05	- 0,05

K	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
r_K	- 0,26	0,42	- 0,14	- 0,09	- 0,05	- 0,12	0,23	0,14	0,18	- 0,12

Recordando que la banda de confianza de los coeficientes de autocorrelación es de $\pm 0,28$ con un nivel de significación del 5%, se observa que el único coeficiente significativo es el de orden 12. Esto está denotando la presencia de estacionalidad en la serie, la cual se encontraba oscurecida en el correlograma y correlograma parcial de la serie original.

6. Alternativas para enfrentar la presencia de estacionalidad

En primer lugar surge como posibilidad el continuar el modelado de la serie mediante el análisis de series de tiempo. Este camino presenta como principal dificultad el poco número de observaciones con que se cuenta, ya que de elegirse implica la pérdida de un importante número de grados de libertad que puede hacer muy imprecisas las estimaciones tanto de los coeficientes como del mismo modelo subyacente.

Otra posibilidad es desestacionalizar la serie por el procedimiento del CENSUS X11 elaborado por el Bureau of the Census de Estados Unidos. Este procedimiento permite evitar la pérdida de observaciones y ha sido aplicado con éxito muy asiduamente en la literatura.

Finalmente, se pueden utilizar variables correctivas o ficticias para captar la estacionalidad en un análisis de regresión.

Para el último caso se puede intentar estimar la función por el método de regresión, incorporando como variables explicativas el coeficiente c con uno y dos retrasos y eliminando la presencia de estacionalidad con la inclusión de las variables correctivas, también conocidas con el nombre de variables "dummys".

La correcta elección entre las tres posibilidades presentadas anteriormente depende del origen de la estacionalidad.

Así, si la estacionalidad es de origen estocástico, el continuar con el modelado de la serie se presenta como la mejor variante.

Si la estacionalidad es determinística y constante, el procedimiento de las variables correctivas resulta apropiado.

El método del Census no presenta una rápida interpretación en estos términos, aunque en principio parece una posibilidad intermedia 9/.

Por la sencillez de la interpretación y del procedimiento de ajuste, en principio se elige trabajar con el tercer camino propuesto, es decir, el uso de variables correctivas estacionales dentro del análisis de regresión.

IV - ESTIMACION DE LA FUNCION PARA EL COEFICIENTE C

1. Método de estimación

Habiendo identificado que la serie del coeficiente c puede ser representada por un modelo autorre-

gresivo de orden 2 más una parte estacional, se decidió estimar los coeficientes de este modelo y de la parte estacional (tratando de representar a ésta por medio de la inclusión de variables correctivas) en forma conjunta con la estimación de los parámetros que relacionan el coeficiente c con las variables explicativas (tasa de interés, ingreso y tasa de inflación) que se presentaron en el punto II.

El procedimiento de estimación conjunta resulta más eficiente que la identificación aislada de los parámetros del modelo individual para el coeficiente c y el análisis posterior de la relación con las variables explicativas.

El método elegido para la estimación fue el de regresión por mínimos cuadrados ordinarios.

2. Resultados obtenidos

En las pruebas empíricas realizadas la variable tasa de inflación no resultó significativa 10/.

El mejor resultado obtenido fue el siguiente:

$$\begin{aligned}
 c_t = & 0,2593 + 1,0446 \cdot c_{t-1} - 0,3654 \cdot c_{t-2} - 0,0017 \cdot Y_{0,1t-1} - \\
 & (2,63) \quad (5,36) \quad (-1,95) \quad (-2,61) \\
 & - 0,6027 \cdot TP_{0,1t-2} - 0,0971 \cdot (TP_{t-1} - TP_{0,1t-2}) - \\
 & (-2,62) \quad (-2,62) \\
 & - 0,2073 \cdot (TP_t - TP_{t-1}) + 0,0037 \cdot VCA_{80t} + 0,0052 \cdot VCM_{80t} - \\
 & (-2,73) \quad (1,28) \quad (1,72) \\
 & - 0,0038 \cdot VCJ_{80t} + 0,0041 \cdot D6_t + 0,0083 \cdot D7_t - \\
 & (-1,19) \quad (2,08) \quad (4,29)
 \end{aligned}$$

$$- 0,0105.D8_t + 0,0027.D9_t - 0,0003.D10_t + 0,0022.D11_t +$$

$$(-4,26) \quad (1,10) \quad (-0,13) \quad (1,05)$$

$$+ 0,0187.D12_t - 0,0029.D1_t + 0,0038.D2_t - 0,0005.D3_t +$$

$$(8,67) \quad (-0,67) \quad (1,71) \quad (-0,23)$$

$$+ 0,0028.D4_t + a_t$$

$$(1,22)$$

$$E.T.E. = 0,0023$$

$$E.T.E. / \bar{c} = 1,8 \%$$

$$R_C^2 = 0,94$$

$$D.W. = 1,96$$

donde:

c : Coeficiente c

YO,1: Ingreso esperado con coeficiente de ajuste 0,1

TP : Tasa de interés pasiva

TPO,1: Tasa de interés pasiva esperada con coeficiente de ajuste 0,1

Di : Variable correctiva estacional correspondiente al mes i.

VCASO, VCM80 y VCJ80: Variables correctivas correspondientes a los meses de abril, mayo y junio de 1980, respectivamente.

E.T.E.: Error típico de estimación.

E.T.E./ $\bar{c}$: Error típico de estimación expresado como porcentaje del valor medio del coeficiente c .

R_C^2 : R cuadrado corregido por grados de libertad

Los valores entre paréntesis corresponden al estadístico "t" de Student 11/.

3. Introducción de las variables explicativas en la función

3.1. La inclusión del ingreso

El ingreso entra en la función en la forma de un ingreso esperado que responde a un modelo de formación adaptativa de expectativas que, de manera general, se puede representar así:

$$Y_{\lambda t} = \sum_{i=0}^{\infty} \lambda \cdot (1-\lambda)^i \cdot Y_{t-i}$$

Para la función estimada λ resultó 0,1 y la expresión para el cálculo:

$$Y_{0,1t} = \sum_{i=0}^{25} 0,1 \cdot (1-0,1)^i \cdot Y_{t-i}$$

Los datos mensuales del ingreso que se utilizaron para el cómputo de los valores esperados se obtuvieron como interpolación lineal de los datos trimestrales.

La inclusión del ingreso esperado con un coeficiente bajo (0,1) de formación de expectativas y con un retraso puede indicar que esta variable esté reflejando el efecto de riqueza o que el volumen de transacciones puede ser mejor representado por esta variable que por el nivel de ingreso corriente.

3.2. La inclusión de la tasa de interés

La tasa de interés pasiva (tasa testigo por operaciones a 30 días) entra en la función en una forma combinada. Se incluye mediante tres variables, a saber:

$$\text{i/ } TPO,1_{t-2},$$

$$\text{ii/ } TP_{t-1} - TPO,1_{t-2} \text{ y}$$

$$\text{iii/ } TP_t - TP_{t-1}$$

donde la $TPO,1$ se obtiene siguiendo un proceso de formación de expectativas adaptativas.

Se puede reinterpretar a la inclusión de estas tres variables como representando a un modelo de formación de expectativas de la siguiente forma:

$$TP \text{ esperada}_t = TPO,1_{t-2} + (TP_{t-1} - TPO,1_{t-2}) + \\ + \beta (TP_t - TP_{t-1})$$

Es decir se considera a la tasa pasiva esperada por el método de expectativas adaptativas de dos períodos atrás ($TPO,1_{t-2}$) y se le introducen dos correcciones ponderadas, una de las correcciones es por la diferencia entre la $TPO,1_{t-2}$ y la tasa observada en el período anterior (TP_{t-1}), la otra corrección es por la diferencia entre la TP_{t-1} y la tasa pasiva del período corriente (TP_t) 12/.

Los ponderadores α y β que resultan implícitos en la función estimada son 0,16 y 0,34 respectivamente.

3.3 Inclusión del coeficiente c con uno y dos retrasos

Como se deduce del punto II estas dos variables se incluyen para captar el efecto del modelo autorregresivo de orden 2.

3.4 Inclusión de las variables correctivas estacionales

Como su nombre lo indica estas variables se incluyen para captar el efecto de la estacionalidad mensual. Conviene recordar que este camino resultará exitoso en la medida que la estacionalidad sea en mayor medida de origen determinístico y constante.

3.5 Inclusión de las variables correctivas VCA80, VCM80 y VCJ80

Estas variables correctivas se incluyen para captar el eventual efecto que, sobre el coeficiente c , tuvo la crisis financiera de abril, mayo y junio de 1980. Ellas toman el valor 1 en el mes correspondiente y 0 para el resto del período.

4. Efectos de las variables independientes

Los coeficientes estimados para el c retrasado uno y dos períodos son 1,04 y -0,37. Ellos son distintos de cero con un nivel de significación menor al 5% y al 10%, respectivamente.

Resulta interesante la comparación de estas estimaciones con las resultantes del modelo individual

de la serie (ver punto III. 5). Ellas difieren en magnitud pero no en signo, pero téngase presente que en el modelado individual no se había considerado el efecto estacional ni la influencia de las restantes variables explicativas.

El coeficiente del ingreso esperado resultó negativo (-0,0017) y distinto de cero con un nivel de significación inferior al 5%.

Un aumento del 1% en el ingreso esperado en el período anterior disminuye el coeficiente c en aproximadamente un 1,4% en el corto plazo y un 4,5% en el largo plazo.

Un aumento del ingreso corriente no tiene efecto sobre el coeficiente c del mismo período, pero sí afecta a éste en el período siguiente y en el largo plazo. El efecto sobre el período siguiente es una décima parte del efecto que provoca el ingreso esperado. En cambio el efecto de largo plazo es igual al del ingreso esperado.

La tasa de interés esperada tal como se la definió en el punto IV 3.2., $TP \text{ esperada} = TP_{0,t-2} + 0,16 (TP_{t-1} - TP_{0,t-2}) + 0,34 (TP_t - TP_{t-1})$, tiene los siguientes efectos: un aumento de un punto en la tasa esperada disminuye el coeficiente c en aproximadamente un 4,8% en el corto plazo y en un 14,9% en el largo plazo.

El efecto de largo plazo de una variación en la tasa corriente de interés (TP) es el mismo que el de la tasa esperada; en cambio, el efecto de corto plazo es menor (aumentos de un punto de la tasa corriente disminuyen el coeficiente c durante el mismo período en un 1,6%).

Para las variables correctivas estacionales se efectuó un test de significación conjunta mediante el

análisis de variancia. Se obtuvo como resultado que el conjunto de los coeficientes de tales variables son distintos de cero con un nivel de significación del 1%.

Lo mismo ocurrió cuando se efectuó el análisis para el conjunto de las variables correctivas abril, mayo y junio de 1980 (VCA80, VCM80 y VCJ80).

V - ANALISIS DE LA ESTABILIDAD DE LOS COEFICIENTES ESTIMADOS

La función presentada en el punto IV fue estimada para el período agosto 1977 - junio 1981.

Para analizar la estabilidad de los coeficientes estimados se procedió a reestimar la función considerando menor número de observaciones. Así, se efectuaron nuevas regresiones por el método de mínimos cuadrados ordinarios para los siguientes períodos: i/agosto 1977 - mayo 1981, ii/ agosto 1977- abril 1981 y iii/ agosto 1977 - marzo 1981.

Los resultados obtenidos, que se presentan en el cuadro N° 2, muestran que los coeficientes estimados prácticamente no difieren entre las distintas regresiones. Esto implica que para el período analizado (marzo 1981 a junio 1981) la función ha resultado muy estable 13/.

No se realizaron pruebas estadísticas para evaluar la constancia de los coeficientes pero parece que la simple evaluación visual resulta concluyente 14/.

CUADRO N° 2

Período de estimación	c_{t-1}	c_{t-2}	$YO, 1_{t-1}$	$TPO, 1_{t-2}$	$TP_{t-1} - TPO, 1_{t-2}$	$TP_t - TP_{t-1}$	VCA80	VCM80	VCJ80	K	R_c^2	ETE
Ago. 77-Jun. 81	1,0446 (5,36)	-0,3654 (-1,95)	-0,0017 (-2,61)	-0,6027 (-2,62)	-0,0971 (-2,61)	-0,2073 (-2,73)	0,0037 (1,28)	0,0052 (1,72)	-0,0038 (-1,19)	0,2593 (2,63)	0,94	0,0023
Ago. 77-May. 81	1,0418 (5,25)	-0,3586 (-1,87)	-0,0017 (-2,59)	-0,6093 (-2,60)	-0,1010 (-2,56)	-0,2179 (-2,62)	0,0037 (1,26)	0,0052 (1,68)	-0,0034 (-1,01)	0,2615 (2,60)	0,94	0,0023
Ago. 77-Abr. 81	1,0353 (5,12)	-0,3414 (-1,72)	-0,0017 (-2,52)	-0,5954 (-2,48)	-0,1067 (-2,55)	-0,2188 (-2,59)	0,0037 (1,26)	0,0057 (1,72)	-0,0033 (-0,96)	0,2567 (2,50)	0,93	0,0024
Ago. 77-Mar. 81	1,0439 (4,99)	-0,3426 (-1,70)	-0,0016 (-2,38)	-0,5778 (-2,27)	-0,1086 (-2,51)	-0,2129 (-2,38)	0,0040 (1,24)	0,0058 (1,69)	-0,0033 (-0,95)	0,2511 (2,34)	0,93	0,0024

VI - ANALISIS DEL PODER PREDICTIVO DE LA FUNCION ESTIMADA

1. Para analizar el poder predictivo de la función, es decir para evaluar la bondad de la función en la realización de estimaciones fuera del período muestral, se efectuaron predicciones a un paso.

Para tal análisis se utilizaron las funciones presentadas en el punto V y se efectuaron las predicciones correspondientes a los meses de abril, mayo y junio de 1981 15/.

Las predicciones y su comparación con los valores observados se presentan en el siguiente cuadro (Cuadro N° 3) 16/.

Cuadro N° 3

Mes	Predicción	Dato observado	Error de predicción	Error porcentual de predicción
<u>1981</u>				
Abril	0,1201	0,1208	-0,0007	-0,6
Mayo	0,1146	0,1155	-0,0009	-0,8
Junio	0,1110	0,1113	-0,0003	-0,3

2. El error de predicción es de magnitud pequeña y resulta para los meses analizados inferior al error típico de estimación de la función (E.T.E. = 0,0023). El error medio cuadrático para las predicciones de los tres meses es de 0,0006.

El error de predicción resultó negativo para los tres meses. Aunque esto constituye un resultado desagradable del análisis anterior, deben tenerse en cuenta la

magnitud de los errores y que el número de predicciones realizadas es pequeño.

VII - ANALISIS DE RESIDUOS DE LA FUNCION ESTIMADA

Para la evaluación de la función estimada, un punto de crucial importancia es realizar un análisis de los residuos, es decir, un análisis de las diferencias entre los valores del coeficiente c observado y estimado por la función dentro del período muestral.

En particular, para la función estimada la presencia de autocorrelación en los residuos haría que la estimación de los parámetros fuera inconsistente e ineficiente.

El análisis de correlación en los residuos también es de utilidad para evaluar cuán importante resulta el hecho de que todas las predicciones realizadas fuera del período muestral tuvieran el mismo signo.

Para el estudio de los residuos se realizó el correlograma y el correlograma parcial de la serie. Los resultados obtenidos son los siguientes 17:

K	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
r_K	0,01	- 0,12	- 0,01	0,05	- 0,04	- 0,07	- 0,02	0,10	0,11	- 0,04	0,07
ϕ_{KK}	0,01	- 0,12	- 0,01	0,04	- 0,04	- 0,06	- 0,03	0,09	0,11	- 0,02	0,10

Debido a limitaciones del programa de cómputo utilizado, el orden máximo que se pudo calcular para los coeficientes de correlación y correlación parcial fue 11.

En forma independiente se calcularon los coeficientes de correlación de orden 12, 13, 14 y 15.

K	12	13	14	15
r_K	-0,22	-0,19	-0,17	-0,07

Del análisis del correlograma y del correlograma parcial surge que no hay evidencia de que los residuos estén correlacionados 18/.

En particular el coeficiente de correlación de orden 1 es prácticamente cero. Esto implica que el mismo signo en los errores de predicción presentados en el punto VI no se deben a la presencia de autocorrelación de primer grado en los residuos que puede identificarse dentro del período muestral.

Aunque no son significativamente distintos de cero, los coeficientes de correlación de orden 12, 13 y 14 resultan superiores a los de los restantes órdenes 19/.

El hecho de que estos últimos coeficientes sean negativos podría estar indicando que con la inclusión de las variables correctivas estacionales se estaría eliminando estacionalidad en exceso.

Ello se podría deber a que, para algunos meses, se estén estimando en forma incorrecta los coeficientes de las variables correctivas estacionales por la presencia de datos atípicos. También podría ocurrir que la esta-

cionalidad de las series no fuera completamente determinística y constante, por ejemplo que tuviera un componente estocástico.

Igualmente, los coeficientes de correlación de orden 12, 13 y 14 no son tan altos y, dado el número de observaciones disponibles, el problema no adquiere importancia relevante.

VIII - ESTIMACION DE LA FUNCION CON DATOS DESESTACIONALIZADOS

1. Introducción

A pesar de las consideraciones anteriores sobre la bondad de la función ajustada, se decidió estimar la función con series desestacionalizadas con el principal objetivo de comparar su resultado con el obtenido anteriormente (ver punto IV).

Es decir, se desea estimar una función de la misma forma y variables independientes que la anterior pero que considere a las series sin su componente estacional y, por supuesto, no incluyendo como variables explicativas a las variables correctivas estacionales.

2. Desestacionalización de las variables

Para desestacionalizar a las variables se eligió el procedimiento CENSUS X11 elaborado por el Bureau of the Census de Estados Unidos.-

Se desestacionalizaron las series del coeficiente c , el ingreso esperado $(Y_{0,1})$ y la tasa de interés esperada $(TPO,1)$. Las variables $(TP_{t-1} - TPO,1_{t-2})$ y $(TP_t - TP_{t-1})$ no se desestacionalizaron pues no presentaron evidencia de estacionalidad estable al nivel del 1% de significación.

3. Análisis de series de tiempo para el coeficiente c desestacionalizado.

Previo a la estimación de la función se deseó modelar la serie del coeficiente c desestacionalizado (c^*) 20/ para comprobar si debía incluirse en la función a ese coeficiente con uno y dos retrasos como en la función anterior.

Los cálculos del correlograma y correlograma parcial del coeficiente c^* arrojaron los siguientes resultados:

K	1	2	3	4	5	6
r_K	0,82	-0,61	0,39	-0,18	0,03	-0,08
ϕ_{KK}	0,82	-0,21	-0,15	-0,12	-0,01	-0,03

K	7	8	9	10	11	12
r_K	-0,19	-0,23	-0,27	-0,32	-0,32	-0,27
ϕ_{KK}	-0,15	0,05	-0,10	-0,17	0,06	0,08

Estos resultados confirman la hipótesis de que el modelo implícito es un autorregresivo de orden 2 (AR (2)).

Se procedió a estimar los coeficientes de este modelo utilizando el mismo procedimiento que se empleó para el modelo del coeficiente c con estacionalidad (ver punto III. 5).

El modelo estimado es el siguiente:

$$c^*_t: 1,126 \cdot c^*_{t-1} - 0,294 c^*_{t-2} + a_t$$

(7,88) (-2,02)

Los valores entre paréntesis que corresponden al estadístico "t de Student" indican que el parámetro θ_1 resulta distinto de cero con un nivel de significación del 1% y que lo mismo ocurre para el parámetro θ_2 pero con un nivel de significación del 5%.

El error típico de los residuos es de 0,0045 que resulta considerablemente inferior al desvío de la serie original (c^*) que es de 0,0088. La reducción en la varianza es de aproximadamente un 75%.

El correlograma de los residuos de este modelo brinda los siguientes resultados:

K	1	2	3	4	5
r_K	- 0,05	0,09	0,09	- 0,00	- 0,11

K	6	7	8	9	10
r_K	- 0,02	0,13	- 0,03	0,09	- 0,21

K	11	12	13	14	15
r_K	- 0,07	- 0,10	- 0,09	- 0,03	0,02

K	16	17	18	19	20
r_K	0,03	0,20	0,18	0,05	0,01

Dado que la banda de confianza de los coeficientes de autocorrelación es de $\pm 0,28$ se desprende que no se puede rechazar la hipótesis de independencia de los residuos con un nivel de significación del 5%.

4. Comparación con el modelo del coeficiente c sin desestacionalizar

Resulta interesante comparar brevemente estos resultados con los obtenidos al modelar individualmente al coeficiente c sin desestacionalizar.

$$c_t = 0,867 \cdot c_{t-1} - 0,237 \cdot c_{t-2} + a_t \quad \text{E.T.E} = 0,0074$$

(6,04) (-1,63)

$$c^*_t = 1,126 \cdot c^*_{t-1} - 0,294 \cdot c^*_{t-2} + a_t \quad \text{E.T.E} = 0,0045$$

(7,88) (-2,02)

El modelo de la serie desestacionalizada resulta claramente más satisfactorio. El error típico de los residuos es menor y los coeficientes estimados son más significativos.

Por último, la prueba de independencia en los residuos resulta satisfactoria para el modelo de c^* mientras que ello no ocurriría para el modelo del c, donde se hacía evidente el problema de la estacionalidad (coeficiente de autocorrelación de orden 12 significativamente distinto de cero).

5. Función estimada con datos desestacionalizados.

Habiendo identificado un modelo AR (2) para el coeficiente c desestacionalizado mediante el análisis individual de series de tiempo, se procedió a estimar

la función de comportamiento utilizando las variables desestacionalizadas.

Se obtuvo el siguiente resultado:

$$\begin{aligned}
 c^*_t = & 0,2434 + 1,0792 \cdot c^*_{t-1} - 0,4042 \cdot c^*_{t-2} - \\
 & (2,69) \quad (6,76) \quad (-2,69) \\
 & - 0,0015 \cdot YO,1^*_{t-1} - 0,5397 \cdot TPO,1^*_{t-2} - \\
 & (-2,63) \quad (-2,61) \\
 & - 0,0867 \cdot (TP_{t-1} - TPO,1_{t-2}) - 0,1541 \cdot (TP_t - TP_{t-1}) + \\
 & (-2,65) \quad (-2,78) \\
 & + 0,0009 \cdot VCA80 + 0,0049 \cdot VCM80 - 0,0034 \cdot VCJ80 + a_t \\
 & (0,37) \quad (2,05) \quad (-1,32)
 \end{aligned}$$

$$E.T.E = 0,0022$$

$$E.T.E. / \overline{c^*} = 1,7\%$$

$$R^2_c = 0,92$$

$$D.W. = 1,91$$

donde, las variables que llevan un asterisco se refieren a variables desestacionalizadas.

IX - ANALISIS DE LOS RESIDUOS DE LA FUNCION ESTIMADA CON DATOS DESESTACIONALIZADOS

Para analizar la independencia de los errores de la función se efectuó un análisis de series de tiempo a los

residuos estimados por la función dentro del período muestral.

El correlograma y correlograma parcial de los residuos brindó los siguientes resultados:

K	1	2	3	4	5
r_K	0,04	-0,09	-0,09	-0,04	-0,07
ρ_{KK}	0,04	-0,09	-0,08	-0,04	-0,09

K	6	7	8	9	10	11
r_K	-0,01	0,00	0,03	0,04	-0,09	0,05
ρ_{KK}	-0,02	-0,02	0,01	0,03	-0,10	0,06

Al igual que para los residuos de la función con datos sin desestacionalizar, se calcularon en forma separada los coeficientes de correlación de orden 12, 13, 14 y 15.

K	12	13	14	15
r_K	-0,09	-0,08	-0,16	-0,10

La hipótesis de independencia de los residuos no se puede rechazar con un 5% de significación.

X - COMPARACION DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS AL ESTIMAR LA FUNCION CON DATOS DESESTACIONALIZADOS Y SIN DESESTACIONALIZAR

Los resultados obtenidos por los dos caminos (función con datos desestacionalizados y función con datos sin desestacionalizar e inclusión de variables correctivas estacionales) son muy similares. Este es un buen indicio para pensar que el procedimiento de incluir las variables correctivas estacionales resulta satisfactorio para eliminar la presencia de estacionalidad en las variables incluidas en la función estimada.

La comparación directa de los coeficientes estimados para las dos funciones resulta:

Función	c_{t-1} $\hat{\sigma}$ c^*_{t-1}	c_{t-2} $\hat{\sigma}$ c^*_{t-2}	$YO,1_{t-1}$ $\hat{\sigma}$ $YO,1^*_{t-1}$	$TPO,1_{t-2}$ $\hat{\sigma}$ $TPO,1^*_{t-2}$	TP_{t-1} $\hat{\sigma}$ $-TPO,1_{t-2}$	TP_{t-1} $\hat{\sigma}$ $-TP_{t-1}$	K
Variables desestacionalizadas	1,0792	-0,4042	-0,0015	-0,5397	-0,0867	-0,1541	0,2434
Variables sin desestacionalizar e inclusión de variables correctivas estacionales	1,0446	-0,3654	-0,0017	-0,6027	-0,0971	-0,2073	0,2593

XI - ANALISIS DE REGRESION ROBUSTA

En forma complementaria se realizó un análisis de regresión robusta para obtener estimaciones más confiables que las de mínimos cuadrados ordinarios en caso de que haya observaciones con errores groseros.

El análisis se efectuó para el modelo con datos de-
sestacionalizados excluyendo como variables independien-
tes a las variables correctivas correspondientes a
abril, mayo y junio de 1980.

Para el análisis se utilizó como función de pesos a
la propuesta por Huber 21/.

Se obtuvo el siguiente resultado:

$$c^*_t = 0,2477 + 1,0874 \cdot c^*_{t-1} - 0,4261 \cdot c^*_{t-2} -$$

(3,12) (8,17) (-3,34)

$$- 0,0016 \cdot Y0, 1^*_{t-1} - 0,5321 \cdot TPO, 1^*_{t-2} -$$

(-3,05) (-2,93)

$$- 0,0817 \cdot (TP_{t-1} - TPO, 1_{t-2}) -$$

(-2,78)

$$- 0,1611 \cdot (TP_t - TP_{t-1}) + a_t$$

(-3,27)

Este resultado prácticamente coincide con el obtenido por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), lo cual muestra que este último método (MCO) brinda resultados satisfactorios en el sentido de que son invariantes a la utilización de los pesos de la función Huber para ponderar las observaciones.

La comparación directa de los coeficientes estimados por los dos métodos (mínimos cuadrados ordinarios y regresión robusta) resulta claramente ilustrativa.

Método	c^*_{t-1}	c^*_{t-2}	$YO,1^*_{t-1}$	$TPO,1^*_{t-2}$	$TP_{t-1} -$ $-TPO,1_{t-2}$	$TP_t -$ $-TP_{t-1}$	K
Mínimos cuadra- dos ordi- narios	1,0792	-0,4042	-0,0015	-0,5397	-0,0867	-0,1541	0,2434
Regresión robusta	1,0874	-0,4261	-0,0016	-0,5321	-0,0817	-0,1611	0,2477

XII - CONCLUSION Y COMENTARIOS FINALES

1. Conclusiones

Del trabajo se pueden extraer brevemente las siguientes conclusiones:

i/ Se ha estimado una función que presenta un buen grado de ajuste dentro del período muestral. La varianza explicada del coeficiente c es de más del 94% del total 22/.

ii/ La tasa de interés y el producto bruto interno resultan variables económicas significativas para explicar la evolución del coeficiente c . La inclusión de variables correctivas estacionales parece ser un buen método para captar el efecto estacional.

iii/ Los residuos de la función estimada no presentan evidencia de autocorrelación serial.

iv/ El análisis de estabilidad de los coeficientes estimados al eliminar las últimas observaciones del período muestral resultó satisfactorio.

v/ El análisis de predicciones, es decir estimaciones fuera del período muestral, arrojó errores de predicción muy pequeños.

vi/ Los resultados que se obtienen al estimar la función con datos desestacionalizados no difieren en gran medida de los obtenidos al estimar la función utilizando variables correctivas estacionales.

vii/ Los coeficientes estimados para las variables c_{t-1} y c_{t-2} son similares a los que se obtienen al estimar el modelo individual del coeficiente c desestacionalizado por el análisis de series de tiempo (modelo AR (2)).

viii/ Se ha realizado un análisis de regresión robusta con el modelo que utiliza variables desestacionalizadas y los resultados prácticamente coinciden con los de mínimos cuadrados ordinarios.

ix/ Finalmente, es de notar que la metodología

de trabajo (utilización de técnicas del análisis de series de tiempo en forma conjunta con las tradicionales del análisis econométrico) resulta una aplicación interesante con la que en este estudio se han obtenido resultados que se consideran muy satisfactorios.

2. Comentarios finales

En este punto se expondrán, también en forma muy breve, algunos comentarios sobre la función estimada y sobre el camino a seguir para intentar mejorar la estimación.

i/ En la función estimada seguramente se presenta una relativamente alta relación entre las variables explicativas, especialmente entre c_{t-1} , c_{t-2} , $Y_{0,1}$ y $TPO_{1,t-2}$, que por la presencia del fenómeno de multicolinealidad puede estar afectando la estimación de los parámetros. Sin embargo, el hecho de que los coeficientes estimados correspondientes a las variables c_{t-1} y c_{t-2} sean iguales en signo y similares en magnitud a los estimados por el modelo individual de la serie está indicando que los problemas de estimación pueden ser menores que los que originalmente se pudieran haber pensado.

ii/ Una alternativa para la estimación de la función es la utilización de mínimos cuadrados no lineales para estimar en forma conjunta los parámetros del modelo autorregresivo y de las restantes variables explicativas.

iii/ Finalmente resultará interesante modelar en forma individual por la técnica de series de tiempo a las variables explicativas y tratar de estimar una función de transferencia utilizando los residuos de estos modelos y los obtenidos al modelar el coeficiente c .

iv/ Dadas las características de la economía argentina en cuanto a apertura al exterior del mercado de capitales durante el período en estudio, parece conveniente verificar en forma empírica si cambios en el rendimiento de activos externos tienen alguna influencia directa sobre la evolución del coeficiente c.

VARIABLES UTILIZADAS

ANEXO

	1977											
	Ene.	Feb.	Mar.	Abr.	May.	Jun.	Jul.	Ago.	Sep.	Oct.	Nov.	Dic.
C						0.1499	0.1530	0.1389	0.1341	0.1288	0.1241	0.1387
YO.1							105.731	106.493	107.026	107.296	107.361	107.175
TP0.1						0.0568	0.0582	0.0601	0.0626	0.0662	0.0705	0.0747
TP T-1-TP0.1 T-2								0.0096	0.0153	0.0201	0.0312	0.0367
TP T - TP T-1								0.0070	0.0068	0.0136	0.0091	0.0024
VC80								0	0	0	0	0
VCN80								0	0	0	0	0
VCJ80								0	0	0	0	0
C*						0.1503	0.1477	0.1449	0.1415	0.1373	0.1310	0.1272
YO.1*							105.654	106.303	106.817	107.142	107.255	107.145
TP0.1*						0.0576	0.0587	0.0604	0.0628	0.0666	0.0705	0.0740

VARIABLES UTILIZADAS

ANEXO

	1978											
	Ene.	Feb.	Mar.	Abr.	May.	Jun.	Jul.	Ago.	Sep.	Oct.	Nov.	Dic.
C	0.1318	0.1283	0.1259	0.1238	0.1217	0.1234	0.1306	0.1201	0.1199	0.1206	0.1273	0.1496
YO.1	106.620	105.885	105.346	105.119	105.032	105.023	105.096	105.241	105.375	105.437	105.492	105.651
TPO.1	0.0780	0.0787	0.0781	0.0772	0.0765	0.0762	0.0755	0.0748	0.0737	0.0729	0.0724	0.0722
TP T-1 - TPO.1 T-2	0.0348	0.0286	0.0047	-0.0080	-0.0109	-0.0084	-0.0048	-0.0073	-0.0079	-0.0124	-0.0092	-0.0057
TP T - TP T-1	-0.0021	-0.0206	-0.0119	-0.0035	0.0016	0.0029	-0.0029	-0.0012	-0.0052	0.0021	0.0027	0.0027
VCABO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VCNBO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VCJBO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
C*	0.1243	0.1234	0.1261	0.1228	0.1227	0.1236	0.1253	0.1264	0.1273	0.1290	0.1342	0.1381
YO.1*	106.643	106.030	105.598	105.345	105.146	105.029	105.018	105.052	105.163	105.283	105.389	105.622
TPO.1*	0.0768	0.0777	0.0776	0.0776	0.0775	0.0768	0.0760	0.0751	0.0739	0.0732	0.0724	0.0716

VARIABLES UTILIZADAS

ANEXO

	1979											
	Ene.	Feb.	Mar.	Abr.	May.	Jun.	Jul.	Ago.	Sep.	Oct.	Nov.	Dic.
C	0.1443	0.1380	0.1304	0.1280	0.1223	0.1216	0.1261	0.1137	0.1098	0.1059	0.1053	0.1236
YO.1	105.917	106.264	106.731	107.382	108.098	108.655	108.997	109.237	109.426	109.585	109.718	109.864
TPO.1	0.0718	0.0710	0.0702	0.0696	0.0692	0.0690	0.0691	0.0696	0.0700	0.0701	0.0691	0.0677
TP T-1 - TPO.1 T-2	-0.0025	-0.0040	-0.0081	-0.0074	-0.0061	-0.0046	-0.0025	0.0009	0.0038	0.0042	0.0016	-0.0079
TP T - TP T-1	-0.0017	-0.0044	-0.0001	0.0005	0.0009	0.0016	0.0032	0.0031	0.0008	-0.0022	-0.0094	-0.0030
VCA80	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VCM80	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VCJ80	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
C*	0.1367	0.1330	0.1306	0.1270	0.1233	0.1218	0.1208	0.1199	0.1173	0.1143	0.1122	0.1121
YO.1*	105.943	106.410	106.978	107.605	108.210	108.662	108.919	109.053	109.214	109.431	109.615	109.835
TPO.1*	0.0707	0.0700	0.0697	0.0700	0.0701	0.0695	0.0697	0.0698	0.0702	0.0704	0.0691	0.0672

VARIABLES UTILIZADAS

ANEXO

	1980											
	Ene.	Feb.	Mar.	Abr.	May.	Jun.	Jul.	Ago.	Sep.	Oct.	Nov.	Dic.
C	0.1197	0.1220	0.1198	0.1252	0.1306	0.1286	0.1336	0.1217	0.1223	0.1228	0.1250	0.1396
Y0.1	110.045	110.250	110.454	110.593	110.701	110.896	111.261	111.690	112.014	112.187	112.290	112.338
TP0.1	0.0664	0.0645	0.0627	0.0607	0.0590	0.0583	0.0584	0.0575	0.0558	0.0544	0.0535	0.0534
TP T-1 TP0.1 T-2	-0.0098	-0.0100	-0.0144	-0.0162	-0.0179	-0.0153	-0.0052	0.0021	-0.0084	-0.0142	-0.0126	-0.0083
TP T - TP T-1	-0.0014	-0.0058	-0.0036	-0.0036	0.0006	0.0084	0.0067	-0.0104	-0.0068	-0.0000	0.0029	0.0080
VC80	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
VCN80	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
VCJ80	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
C*	0.1121	0.1170	0.1201	0.1242	0.1315	0.1287	0.1283	0.1280	0.1298	0.1313	0.1318	0.1281
Y0.1*	110.072	110.397	110.701	110.815	110.812	110.898	111.174	111.513	111.804	112.034	112.196	112.311
TP0.1*	0.0653	0.0635	0.0621	0.0611	0.0599	0.0588	0.0589	0.0577	0.0560	0.0547	0.0535	0.0529

VARIABLES UTILIZADAS

ANEXO

	1981					
	Ene.	Feb.	Mar.	Abr.	May.	Jun.
C	0.1415	0.1384	0.1252	0.1208	0.1155	0.1113
YO.1	112.321	112.252	112.178	112.121	112.048	
TPO.1	0.0536	0.0548	0.0575	0.0593		
TPO T-1 - TPO.1 T-2	0.0007	0.0026	0.0125	0.0260	0.0172	0.0214
TP T - TP T-1	0.0019	0.0100	0.0147	-0.0060	0.0060	0.0203
VCA80	0	0	0	0	0	0
VCM80	0	0	0	0	0	0
VCJ80	0	0	0	0	0	0
C*	0.1338	0.1334	0.1255	0.1198	0.1164	0.1113
YO.1*	112.355	112.395	112.422	112.333	112.158	
TPO.1*	0.0525	0.0539	0.0570	0.0597		

ADDENDUM

La función presentada en el punto IV de este trabajo fue estimada para el período agosto 1977 - junio 1981.

Para la realización de predicciones resulta conveniente utilizar una función que se encuentre actualizada en la mayor medida posible. Esta mayor actualización se debe referir tanto a la inclusión de nuevos datos de las variables (extensión del período muestral), como a la consideración de mejores estimaciones de las variables que forman parte de la función.

Con ese sentido, al momento de publicación del trabajo, se ha estimado la función considerando una nueva estimación de la serie del producto bruto interno y utilizando datos hasta el mes de octubre de 1981.

El objetivo de este addendum es informar los resultados obtenidos y los nuevos datos con que se ha trabajado.

La función estimada, que abarca ahora el período agosto 1977 - octubre 1981, es la siguiente:

$$c_t = 0,3404 + 0,9017 \cdot c_{t-1} - 0,3671 \cdot c_{t-2} -$$

(3,14) (5,01) (-2,19)

$$- 0,00214 \cdot YO,1_{t-1} - 0,8117 \cdot TPO,1_{t-2} -$$

(-3,10) (-3,05)

$$- 0,1234 \cdot (TP_{t-1} - TPO,1_{t-2}) -$$

(-3,96)

$$\begin{aligned}
& - 0,1470 \cdot (TP_t - TP_{t-1}) + 0,0035 \cdot VCA80 + \\
& \quad (-2,00) \quad (1,17) \\
& + 0,0059 \cdot VCM80 - 0,0023 \cdot VCJ80 + 0,0032 \cdot D6 + \\
& \quad (1,88) \quad (-0,71) \quad (1,51) \\
& + 0,0097 \cdot D7 - 0,0089 \cdot D8 + 0,0018 \cdot D9 - \\
& \quad (5,03) \quad (-3,55) \quad (0,78) \\
& - 0,0003 \cdot D10 + 0,0024 \cdot D11 + 0,0193 \cdot D12 + \\
& \quad (-0,16) \quad (1,15) \quad (9,33) \\
& + 0,0007 \cdot D1 + 0,0070 \cdot D2 + 0,0016 \cdot D3 + \\
& \quad (0,16) \quad (2,68) \quad (0,70) \\
& + 0,0037 \cdot D4 + a_t \\
& \quad (1,70)
\end{aligned}$$

$$E.T.E. = 0,0024$$

$$E.T.E. / \bar{c} = 1,9\%$$

$$R_C^2 = 0,95$$

$$D.W. = 1,94$$

En los cuadros siguientes se informan los últimos datos utilizados (julio - octubre de 1981) y las nuevas series del ingreso esperado ($YO,1$) y de la interpolación mensual del producto bruto interno trimestral (Y), a partir de la cual se obtiene el $YO,1$.

Ingreso esperado con coeficiente de ajuste 0,1 (YO,1)
 - miles de millones de pesos -

Meses	Años				
	1977	1978	1979	1980	1981
Enero		105,564	105,303	110,034	112,302
Febrero		104,739	105,472	110,035	111,962
Marzo		104,176	105,813	110,065	111,584
Abril		104,005	106,397	110,078	111,239
Mayo		104,008	107,076	110,076	110,837
Junio		104,099	107,665	110,226	110,276
Julio	104,725	104,287	108,123	110,627	109,417
Agosto	105,590	104,557	108,531	111,145	108,464
Setiembre	106,179	104,786	108,903	111,595	107,802
Octubre	106,440	104,923	109,304	111,991	
Noviembre	106,460	105,031	109,693	112,343	
Diciembre	106,211	105,168	109,956	112,472	

Producto bruto interno a precios de mercado
Interpolación lineal de datos trimestrales
 - miles de millones de \$ de 1970 -

Meses	Años				
	1977	1978	1979	1980	1981
Enero		99,822	106,160	110,245	110,074
Febrero		97,416	106,536	109,303	108,205
Marzo		99,005	108,274	109,408	107,618
Abril		102,207	111,060	109,392	107,863
Mayo		103,821	112,815	109,497	107,271
Junio		104,714	112,810	111,016	105,459
Julio	111,921	105,702	112,186	113,554	102,178
Agosto	112,443	106,595	112,181	115,086	100,473
Setiembre	110,569	106,463	112,272	114,992	102,276
Octubre	108,121	105,819	112,741	114,954	
Noviembre	106,257	105,687	112,833	114,859	
Diciembre	103,814	106,064	111,885	112,973	

VARIABLES UTILIZADAS

[illegible]

1/ Una versión simplificada de un modelo de creación monetaria como el presentado en el texto se puede expresar en forma algebraica de la siguiente manera: $RM = k.B$

$$k = \frac{1}{c + (1-c).r}$$

donde:

RM = recursos monetarios

B = base monetaria

k = multiplicador

r = coeficiente de reservas que mantienen las entidades financieras

c = coeficiente c

2/ Se considera al sistema financiero formado por el Banco Central y el conjunto de entidades financieras.

3/ La información sobre los billetes y monedas y los recursos monetarios, medidos de esta forma, se pueden obtener de las publicaciones "Recursos monetarios y efectivo mínimo". Gerencia de Programación Monetaria. Banco Central de la República Argentina.

4/ Téngase presente que se puede expresar el coeficiente c de la siguiente forma: $c = \frac{ByM}{RM}$

= $\frac{ByM}{ByM+D}$; y que D es la suma de los depósitos a interés y en cuenta corriente. Se supone que el efecto de la tasa de interés sobre los depósitos en cuenta corriente es similar al que tiene sobre los billetes y monedas.

5/ Box, G. y Jenkins, G., Time series analysis: forecasting and control. Revised edition (1976).

6/ Con un nivel de significación del 5% las bandas de confianza para los coeficientes de correlación y correlación parcial es de: $\pm 0,28$.

7/ Ver Ments, Raúl P., Determinación del orden de un modelo autorregresivo, Nota N° 15 (1978). Instituto de Investigaciones Estadísticas. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Tucumán.

8/ El modelo se estimó restando de la serie su media.

9/ El procedimiento del Censo X11 puede reinterpretarse como respondiendo a un modelo ARIMA y por lo tanto eficaz en eliminar la estacionalidad estocástica pero de un tipo determinado.

10/ Esto no implica que la tasa de inflación no afecte al coeficiente c. Variaciones en esa tasa pueden tener efecto sobre el coeficiente c a través de su relación con otras variables incluidas en la función, en especial las que se refieren a las tasas de interés (TP y TPO, 1).

11/ Para los grados de libertad del modelo, los valores teóricos de tabla para distintos niveles de significación correspondientes a la hipótesis nula consistente en que los coeficientes son iguales a cero son los siguientes:

Nivel de significación	t
10%	1,71
5%	2,06

12/ La forma en que se incluye la tasa pasiva no resulta restrictiva, al menos comparada con las formas tradicionales consistentes en incluir la tasa corriente (TP) o la tasa esperada (TPA), pues, al quedar libres los ponderadores de las tasas del período (TP_t) y del período anterior (TP_{t-1}), los dos casos mencionados son casos particulares del modelo general que se considera en la función estimada.

13/ En el cuadro no se presentan los coeficientes de las variables correctivas estacionales por restricciones de espacio que permiten una lectura más rápida de los resultados. Es de notar que tampoco ellos variaron significativamente.

14/ No se pudo utilizar un programa que se encuentra disponible en el C.E.M. y B., que utiliza la técnica GUMSUM, por no permitir un número de variables independientes como el que incluye la función estimada.

15/ Con la función estimada para el período agosto 1977 - marzo 1981 se efectuó la predicción del mes de abril, con la que abarca el período agosto 1977 - abril 1981 se predijo mayo, y así sucesivamente.

16/ Para el cálculo de las predicciones se utilizaron estimaciones del ingreso que difieren ligeramente de las empleadas en la realización de las regresiones. Ello se debió a que la información disponible en ambas oportunidades fue distinta.

17/ Para la notación ver punto III.

18/ Con un nivel de significación del 5% las bandas de confianza para los coeficientes de correlación y correlación parcial es de $\pm 0,28$.

19/ Para evaluar la prueba de significación de los coeficientes de autocorrelación téngase presente que el reducido número de observaciones (47) aumenta considerablemente su variancia.

20/ Se distinguirá con un asterisco a las series desestacionalizadas por el método CENSUS X11.

21/ Esta función asigna pesos iguales a 1 (uno) si los errores estimados son menores o iguales que m veces el desvío típico y pesos menores que 1 (uno) tendiendo a 0 (cero) en la medida que los errores tienden a infinito. En este análisis se consideró $m = 1,35$.

22/ La reducción en términos del error típico de la serie es de 0,0104 a 0,0023. Esta reducción se puede descomponer aproximadamente de la siguiente manera: de 0,0104 a 0,0088 debido al componente estacional; de 0,0088 a 0,0045 por los términos puramente autorregresivos y de 0,0045 a 0,0023 por la inclusión de las variables tasas de interés e ingreso.

EVOLUCION DE LAS TASAS DE INTERES EN LA ARGENTINA UN ANALISIS DE SERIES TEMPORALES^(*)

por Tomás José Teodoro Baliño*

I - INTRODUCCION

A partir de junio de 1977 las regulaciones existentes para el mercado financiero argentino fueron modificadas sustancialmente. Se pasó de un esquema de depósitos centralizados, semejante en muchos aspectos a un sistema de encaje legal del 100%, a un sistema de encaje fraccionario. Además se liberalizaron otras regulaciones, como el régimen de apertura de sucursales y entidades financieras. Dentro de este programa se decidió también liberar las tasas de interés que las distintas entidades financieras pueden cobrar y pagar a sus clientes.

Estas reformas plantean situaciones nuevas que la autoridad monetaria debe analizar, en particular acerca del comportamiento de las tasas de interés. En un trabajo anterior 1/ se presentaron dos modelos alternativos que procuraban identificar los principales determinantes de las tasas de interés a nivel mensual.

El presente trabajo trata de analizar el comporta-

(*) Este trabajo fue presentado en la XVII Reunión de Técnicos de Bancos Centrales del Continente Americano celebrada en Bogotá del 24 al 29 de noviembre de 1980. (*) Centro de Estudios Monetarios y Bancarios.

miento de las tasas de interés semanales sobre depósitos a 30 días y la tasa de corte pagada con Letras de Tesorería a 28 días, desde la reforma hasta setiembre de 1980. Tras un breve resumen de la evolución de estas variables, se identifican modelos que captan sus características principales, utilizando para ello las técnicas sugeridas por Box y Jenkins 2/. Luego se relacionan ambas series mediante las correlaciones cruzadas entre sus residuos a fin de analizar los adelantos y retrasos entre los cambios operados en una y otra serie y establecer relaciones de causalidad entre ambas.

Otro punto analizado es la relación entre las tasas de interés y la cantidad de dinero, definida para el caso como base monetaria ajustada.

Para esto se emplean métodos análogos a los utilizados para las relaciones entre las tasas de interés. Luego se considera la relación entre las tasas de interés locales y la tasa ofrecida para préstamos interbancarios en Londres (LIBOR). En la parte final se resumen las principales conclusiones de este trabajo.

El empleo de datos semanales responde a varias razones. En primer lugar, en una situación de alta inflación como la que ha venido viviendo la Argentina pueden existir cambios significativos en las variables económicas, particularmente las monetarias, de una semana a otra, información que puede perderse si se usan datos de mayor periodicidad. Asimismo el costo para los agentes económicos de estar fuera de equilibrio es más alto que en el caso de una economía estable. Por todo esto interesa desde el punto de vista de política económica conocer los efectos de las distintas medidas de política, con el menor retraso posible. Por otra parte, debido al relativamente corto plazo transcurrido desde el comienzo de la liberalización financiera, el empleo de algunas técnicas de análisis como las de Box-Jenkins se hace dificultoso para datos de periodicidad mayor que semanal, por la escasez de observaciones. Naturalmente, emplear datos semanales a

su vez tiene desventajas respecto a usar datos mensuales o trimestrales, por ejemplo, especialmente en cuanto relaciones que se dan en plazos más largos pueden quedar disimuladas por el ruido de las series en períodos más cortos.

II - CARACTERISTICAS GENERALES DE LAS TASAS DE INTERES

Como puede apreciarse en el cuadro I y en el gráfico A del Apéndice Estadístico la tasa de interés pasiva experimentó amplias fluctuaciones en el período bajo análisis siendo su media de 6,777 por ciento mensual, su varianza de 2,056 su desvío estándar de 1,434 y sus valores máximo y mínimo de 10,79% (tercera semana de diciembre de 1977) y de 4,34% (primera semana de setiembre de 1980), respectivamente.

Una historia semejante tuvo la tasa de interés paga da por las Letras de Tesorería que tuvo una media de 6,544 y una varianza de 1,279 o sea un desvío estándar de 1,131. Los valores extremos de 9 por ciento y de 3,88 por ciento se dieron en la primera semana de noviembre de 1977 y la cuarta semana de agosto de 1980, respectivamente. Los movimientos de esta serie pueden apreciarse en el cuadro II y en el gráfico B del Apéndice Estadístico. El gráfico C muestra una correspondencia entre los movimientos de ambas series, mostrando la de las letras oscilaciones más suaves.

Una pregunta que cabe hacer es si existen subperíodos que puedan distinguirse. En particular, debe considerarse si el plan de estabilización económica anunciado a fines de 1978 tuvo algún efecto claro en el comportamiento de las tasas de interés. Un punto clave del plan fue la fijación de una escala de devaluación predeterminada; esto, junto con la libertad de movimiento de capitales facilitó la integración del mercado de capitales local al internacional. La tasa de interés pasiva promedio cayó de 7,61% para el período que va desde la reforma de

junio de 1977 hasta fines de 1978 a 6,07% para el período que abarca desde enero de 1979 hasta la segunda semana de setiembre de 1980. Más importante quizá es la caída en la varianza que pasó de 2% para el primer período a 0,86% para el segundo. Un desarrollo similar se observa para la tasa de interés de las letras de tesorería cuya media cayó de 7,05 para el primer período a 6,07% para el segundo. Por el contrario si bien la media de la tasa de inflación (precios mayoristas nivel general) cayó de un 8% a un 5,91%, su varianza aumentó de 0,06% a 0,11%. Ello sugiere que la menor variabilidad de las tasas de interés no respondió a una menor variabilidad de la tasa de inflación, sino a otros factores, como podría ser la mencionada mayor integración del mercado de capitales interno al internacional.

III - MODELO DE LA SERIE DE TASA DE INTERES PASIVA A 30 DIAS

En lo que sigue se analizan las propiedades estocásticas de la tasa de interés pasiva para 157 observaciones semanales desde la primera semana de junio de 1977 hasta la segunda semana de setiembre de 1980.

Al intentar modelar esta serie con los métodos de análisis de series de tiempo sugeridos por Box y Jenkins fue necesario recurrir a las primeras diferencias para conseguir estacionaridad en la serie, siendo innecesario un mayor grado de diferenciación. Es interesante señalar que tampoco se observó estacionaridad en la serie, lo cual da un indicio de eficiencia del mercado en igualar el costo de los fondos a través del mes.

Siguiendo los procedimientos usuales de identificación (es decir, computando autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales), se identificó un modelo ARMA (1,0) para la serie de primeras diferencias 3/ cuya estimación arrojó los resultados siguientes:

TABLA 1

Modelo ARMA estimado para la serie de primeras diferencias de la tasa de interés pasiva a 30 días, datos semanales desde la primera semana de junio de 1977 a la segunda semana de setiembre de 1980
(157 observaciones)

Parámetro	Intervalo de confianza al 95%		
	Orden del parámetro	Valor estimado	Límite inferior Límite superior
Autorregresivo	1	0,58413	0,4539 0,7143

Media de la serie: -0.0108

Suma de los cuadrados de los residuos: 4,6662

Varianza de los residuos: 0,029912

Autocorrelación de los residuos											
Atraso	<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	<u>4</u>	<u>5</u>	<u>6</u>	<u>7</u>	<u>8</u>	<u>9</u>	<u>0</u>	$n\hat{\epsilon}_k^2$
1-10	-0,073	0,046	0,065	0,129	0,023	-0,104	0,026	0,125	-0,055	-0,106	10,982
11-20	0,069	-0,062	0,041	-0,220	0,038	-0,070	-0,071	0,014	-0,094	0,016	23,480
21-30	0,049	-0,041	-0,069	0,048	-0,057	0,015	-0,072	0,067	-0,064	0,026	28,057

Los valores de los coeficientes de autocorrelación considerados individualmente no son significativamente distintos de cero excepto el del atraso 14 (la desviación estándar de estos coeficientes es de 0,0798). Asimismo, los test Q no permiten rechazar la hipótesis de que los residuos son ruido blanco.

IV - COMPORTAMIENTO DE LAS TASAS DE LETRAS DE TESORERÍA

Durante el período bajo análisis, las Letras de Tesorería fueron un importante instrumento de financiación fiscal y de regulación monetaria. El Banco Central recibe ofertas de las instituciones financieras y mercados de valores del país en licitaciones que en un principio fueron semanales y ahora son bisemanales. En estas ocasiones el Banco Central fija la tasa de corte para cada plazo, rechazando las propuestas a tasas superiores. Si bien todavía no se ha alcanzado el punto en que estas operaciones tengan las características de operaciones de mercado abierto, donde el Banco Central compra y vende continuamente letras para cumplir sus objetivos monetarios, éstas son sin embargo un instrumento muy útil en el manejo monetario, ya que dan una mayor flexibilidad al Banco Central que otros instrumentos como el encaje legal, sin tener los efectos indeseados (por ejemplo agravar la situación de entidades con problemas) que este último puede tener.

Resulta útil entonces analizar el comportamiento de esta serie en forma individual y luego ver su relación con otras variables.

Cabe ver entonces, si es posible obtener un modelo simple con los métodos tipo Box-Jenkins para describir el comportamiento de esta serie. Al igual a lo sucedido con las tasas pasivas, fue necesario llevar la serie a primeras diferencias para lograr estacionaridad y poder modelarla.

Se observó que la serie sigue un proceso similar a la tasa pasiva, pues el modelo identificado fue también un ARMA (1,0) en las primeras diferencias con los resultados siguientes:

TABLA 2

Modelo ARMA estimado para las primeras diferencias centradas de la tasa de Letras de Tesorería
 Datos semanales desde la primera semana de junio de 1977 a la
 segunda semana de setiembre de 1980
 (157 observaciones)

Parámetro	Orden del parámetro	Valor estimado	Intervalo de confianza al 95%	
			Límite inferior	Límite superior
Autoregresivo	1	0,3594	0,2099	0,5089

Media de la serie: -0,0113

Suma de los cuadrados de los residuos: 6,4524

Varianza de los residuos: 0,041361

Autocorrelación de los residuos

Atraso	1	2	3	4	5	6	7	8	9	0	$\sum r_k^2$ n
1-10	-0,021	0,011	0,141	-0,051	0,098	0,002	-0,011	0,043	-0,137	-0,010	8,436
11-20	-0,055	0,061	0,072	-0,053	0,018	-0,026	-0,057	0,049	-0,031	-0,020	12,012
21-30	-0,099	0,017	-0,005	-0,027	-0,047	0,103	-0,053	-0,131	-0,014	-0,039	19,118

Ninguno de los coeficientes de autocorrelación incluidos en la Tabla exceden el duplo del desvío estándar, lo cual junto con los bajos valores del test Q no permiten rechazar al 10% la hipótesis nula de que los residuos son ruido blanco.

V - RELACION ENTRE LA TASA PASIVA Y LA TASA DE LAS LETRAS

El siguiente objetivo de este trabajo es analizar las relaciones que existen entre estas dos series.

Como se señaló previamente, ambas tasas tienen movimientos similares a lo largo del tiempo. Esta característica no es sorprendente pues la tasa de las letras afecta una parte del activo del sistema financiero y la tasa pasiva una parte del pasivo. Si bien es cierto que para muchas entidades las letras son una colocación marginal de fondos excedentes 4/. Es de esperar que el sistema financiero trate de mantener cierto equilibrio entre el costo de captación de sus fondos y el rendimiento de éstos.

Otra razón muy importante surge de la creciente literatura sobre el efecto de las "novedades" sobre determinadas variables económicas. Esta literatura se ha desarrollado especialmente en el área de los mercados de cambios 5/. Parece razonable extender ese análisis a las tasas de interés, donde las variaciones en las condiciones de la economía pueden reflejarse rápidamente.

La utilización de los métodos econométricos tradicionales sin tener en cuenta el hecho de que se está trabajando con series de tiempo causa dificultades usualmente reflejadas en errores autocorrelacionados y que tiene consecuencias serias. 6/. Es así que en los análisis que tratan de medir los efectos de las "novedades" transmitidas por un mercado sobre otros, se emplean a menudo los residuos de procesos ARIMA como indicadores de las innovaciones en la serie, es decir aquella par-

te de su comportamiento que no podría predecirse conociendo la historia de la serie.

En lo que sigue se analizan las relaciones de causalidad, interpretadas en el sentido de Granger 7/. Básicamente, se dice que X causa Y, cuando X permite explicar el comportamiento de Y mejor que lo que es posible usando solo la historia de Y. Usando criterios análogos también puede establecerse si es Y que causa X, si la relación de causalidad es unidireccional, si existe realimentación y si las series son independientes. En primer lugar, las condiciones respectivas se especifican en términos de los residuos ARIMA de las series analizadas, de acuerdo con el esquema siguiente, donde u son los residuos libres de autocorrelación de aplicar un filtro a la serie X y v son los residuos, también libres de autocorrelación, de filtrar la serie Y. Los filtros empleados son los modelos ARMA estimados para cada una de las series analizadas; k indica los rezagos de u respecto a v.

Condiciones impuestas a las correlaciones cruzadas para detectar algunas relaciones de causalidad 8/

Relaciones

- | | |
|--|---|
| 1. X causa Y | $\rho_{uv}(k) \neq 0$ para algunos $k > 0$ |
| 2. Y causa X | $\rho_{uv}(k) \neq 0$ para algunos $k < 0$ |
| 3. Causalidad instantánea | $\rho_{uv}(0) \neq 0$ |
| 4. Realimentación | $\rho_{uv}(k) \neq 0$ para algunos $k > 0$
y para algunos $k < 0$ |
| 5. Y no causa X | $\rho_{uv}(k) = 0$ para todos $k < 0$ |
| 6. Causalidad unidireccional de X a Y | $\rho_{uv}(k) \neq 0$ para algunos $k > 0$ y
$\rho_{uv}(k) = 0$ para todos $k < 0$ |
| 7. X e Y están relacionados instantáneamente pero de ninguna otra manera | $\rho_{uv}(0) \neq 0$
$\rho_{uv}(k) = 0$ para todos los demás k |

8. X e Y son independientes

$$\rho_{uv}(k) = 0 \text{ para todo } k$$

Para la muestra analizada, la Tabla 3 muestra los coeficientes de correlación cruzada entre las series filtradas de la tasa de interés de Letras de Tesorería y la tasa pasiva.

Como puede verse existen coeficientes de correlación cruzada significativos para el atraso cero, para un atraso de un período de la tasa de las letras respecto a la pasiva y para un atraso de dos períodos de la tasa pasiva respecto a la de las letras. Se probó la hipótesis de independencia utilizando el valor $n \sum_{k=1}^{10} r_k^2$ que fue igual a 40,174, lo cual comparado con el correspondiente valor de la distribución $\chi^2 = 38,93$ permite rechazar la hipótesis de independencia al 1% (y obviamente a niveles más usuales como el 10%).

Los resultados anteriores sugieren además la existencia de un proceso de realimentación entre ambas tasas. Rechazada la hipótesis de independencia se hicieron pruebas adicionales para tratar de confirmar o rechazar la hipótesis de que existe una relación de realimentación entre ambas series. Para ello se utilizó un método, alternativo 9/, al que presentan Pierce y Haugh 10/. Este consiste en efectuar la regresión.

$$i_{pt} = a_0 + \sum_{j=1}^m a_j i_{pt-j} + u_t,$$

donde i_{pt} es la tasa pasiva en t y u_t es un término aleatorio. Luego se añaden los datos observados en el pasado para la tasa de las letras (i_L) obteniéndose:

$$i_{pt} = a_0 + \sum_{j=1}^m a_j i_{pt-j} + u_t + \sum_{j=1}^m b_j i_{Lt-j} + v_t$$

La hipótesis nula a ser probada es que $\sum b_j = 0$ para to

TABLA 3

Correlación cruzada entre las series filtradas de la tasa de interés
de las Letras de Tesorería a 28 días (Y) y la
tasa pasiva a 30 días (X)

Atrasos de Y respecto a Y	Correlación contemporánea $r_o = 0,294$										$n \sum r_k^2$
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	0	
1-10	0,097	0,211	0,072	0,119	0,018	-0,045	0,043	0,084	-0,030	0,008	13,4224
11-20	-0,117	0,020	0,057	-0,032	-0,048	-0,024	-0,047	0,021	-0,153	0,065	21,5120
21-30	0,013	-0,068	-0,002	-0,050	0,091	0,010	-0,110	-0,003	0,021	-0,064	26,5869

Atrasos de Y respecto a X	1	2	3	4	5	6	7	8	9	0	$n \sum r_k^2$
	0,025	-0,011	0,110	-0,015	-0,017	0,089	-0,092	0,044	0,026	-0,101	13,1814
11-20	-0,004	0,032	0,112	-0,054	-0,069	0,058	-0,127	0,001	-0,051	0,006	19,9940
21-30	0,004	-0,138	0,024	-0,034	-0,022	-0,006	-0,041	0,008	-0,091	-0,052	25,3385

do j , empleándose un test F . Si esta hipótesis es rechazada, puede sostenerse que la tasa de las letras causa a la tasa pasiva en el sentido de Granger.

Haciendo la prueba inversa, es decir haciendo que la tasa de las letras sea la variable dependiente y la pasiva la independiente, puede probarse la hipótesis de que la tasa pasiva causa a la tasa de las letras.

Las pruebas se hicieron tomando once rezagos para las variables independientes, con los resultados siguientes:

TABLA 4

Pruebas directas de causalidad de Granger

Dirección de causalidad	Estadístico F	Grados de libertad numerador denominador		
La tasa de las letras causa la tasa pasiva	1,66	11	/	116
La tasa pasiva causa la tasa de las letras	1,22	11	/	116

Estos resultados contrastan en alguna manera con los obtenidos más arriba, pues indican que la historia pasada de una tasa de interés no aumenta significativamente la explicación de la otra tasa que da la historia pasada de esta última. Sin embargo, pueden reconciliarse ambos resultados teniendo en cuenta que el coeficiente de correlación cruzada simultánea es alto (de hecho es el más alto de los incluidos en la Tabla 3), lo cual es lo que lleva a que deba rechazarse la hipótesis de independencia, pero no permite establecer una relación causal entre ambas series, al menos una suficientemente fuerte como para resultar en un test F significativo. Un paso más en esta investigación sería tratar de construir, a partir de los resultados de la Tabla 3 un modelo bivariado que explicitara la realimentación sugerida por la Tabla 3, lo cual permitiría establecer si tal relación

es significativa o no. La identificación y estimación de tal modelo es relativamente complicada 11/ y lamentablemente no se contó con los programas de cómputo nece sarios.

Sin embargo, la falta de una relación causal clara entre ambas tasas, no favorece intentos de utilizar a la tasa de las letras como instrumento para afectar el comportamiento de las tasas de interés pasivas.

VI - RELACION ENTRE LAS VARIACIONES DE LA BASE MONETARIA Y LAS TASAS DE INTERES

La teoría económica ha tratado extensamente la re lación entre dinero y tasas de interés, tanto en el cor to como en el largo plazo. Tradicionalmente se ha plan teado una relación negativa entre tasa de interés y di nero como la que suele derivarse, para un dad o nivel de precios, de una función de demanda de dinero. Este aná lisis puede ser válido en el corto plazo en una economía cerrada. En un análisis de más largo plazo debe te nerse en cuenta también el efecto que el aumento de la cantidad de dinero tendrá sobre el nivel de precios y las expectativas de inflación.

En una economía abierta y pequeña cuyo mercado de capitales se halla integrado al resto del mundo, las ta sas de interés del país en cuestión dependerán de la ta sa de interés prevaleciente en los centros financieros internacionales, o de la tasa de devaluación esperada de la moneda del país frente a la del centro financie ro, 12/ de los costos de arbitraje y del riesgo cambiario. En estas circunstancias podrá solo existir una dis crepancia transitoria, motivada posiblemente por facto res monetarios, entre la tasa de interés observada y la dada por la relación precedente. En este caso no cabría esperar una relación de largo plazo entre base monetaria y tasas de interés.

Para esta parte de la investigación se empleó como definición de base monetaria a la base monetaria ajustada. Esta definición tiene en cuenta los efectos de los cambios en los requisitos de efectivo mínimo sobre la capacidad de expansión secundaria generada por los pasivos monetarios del Banco Central. Para obtener estacionariedad en la serie (previamente transformada en logaritmos) fue necesario obtener la primera diferencia de la cuarta diferencia. La estimación del modelo identificado aparece en la Tabla 5.

Como puede verse, el modelo es satisfactorio en cuanto ninguno de los coeficientes es significativamente distinto de cero mientras los valores del estadístico Q no permiten rechazar la hipótesis de que los residuos son ruido blanco.

El siguiente paso fue estimar la correlación cruzada entre los residuos de los modelos ARMA estimados para las tasas de interés y los del estimado para la base monetaria ajustada. Los resultados correspondientes se presentan en la Tabla 6, para el caso de la tasa pasiva.

Como puede verse, si bien existen algunos coeficientes de correlación cruzada significativamente distintos de cero, no puede rechazarse la hipótesis de independencia entre ambas series. Sin embargo, dado que el test de Pierce y Haugh tiene un sesgo favorable a la aceptación de la hipótesis de independencia y que el valor obtenido, si bien menor que el necesario para rechazar la hipótesis de independencia fue bastante alto, se hicieron las pruebas directas de causalidad de Granger cuyos resultados se informan en la Tabla 7.

Tabla 5

Modelo ARMA estimado para la primera diferencia de la
cuarta diferencia del logaritmo de la
base monetaria ajustada semanal

Parámetro	Orden del parámetro	Valor estimado	Intervalo de confianza al 95%	
			Límite inferior	Límite superior
Promedio móvil	1	0,5060	0,3670	0,6451
Promedio móvil	4	0,7855	0,6850	0,8860
Promedio móvil	5	-0,3740	-0,5242	-0,2239

Media de la serie: 0,000222

Suma de los cuadrados de los residuos: 0,2967

Varianza de los residuos: 0,001878

Autocorrelación de residuos

Atraso	1	2	3	4	5	6	7	8	9	0	$n\sum r_k^2$
1-10	0,053	-0,092	-0,058	0,017	0,030	0,061	0,051	0,014	-0,040	-0,106	5,57
11-20	0,011	0,024	-0,050	-0,020	0,052	-0,037	0,049	-0,061	0,025	-0,015	7,90
21-30	0,005	-0,022	0,034	0,015	0,060	0,028	0,063	-0,030	-0,053	0,082	11,20

TABLA 6

Correlación cruzada entre las series filtradas de la tasa pasiva
a 30 días (X) y la base monetaria ajustada (Y)

Atrasos de X respecto a Y	Correlación contemporánea $r_o = 0,077$										
	<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	<u>4</u>	<u>5</u>	<u>6</u>	<u>7</u>	<u>8</u>	<u>9</u>	$\sum_{k=1}^9 n \bar{r}_k^2$	
1-10	0,019	0,086	-0,055	0,036	0,023	0,031	0,160	0,163	-0,058	0,148	14,2878
11-20	0,023	-0,184	0,102	-0,169	0,060	-0,078	-0,022	-0,096	-0,006	0,001	14,3806
21-30	-0,016	-0,004	-0,107	0,011	0,056	-0,089	0,025	0,155	0,043	0,038	14,4314

Atrasos de X respecto a Y	<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	<u>4</u>	<u>5</u>	<u>6</u>	<u>7</u>	<u>8</u>	<u>9</u>	$\sum_{k=1}^9 n \bar{r}_k^2$	
1-10	0,090	-0,081	0,015	-0,066	0,004	-0,001	0,014	0,177	-0,034	-0,037	8,3695
11-20	0,172	0,075	-0,051	-0,065	0,073	0,016	-0,019	0,034	0,025	0,100	8,4293
21-30	-0,038	-0,092	0,031	-0,020	-0,093	-0,120	0,022	-0,032	-0,040	-0,102	8,4771

TABLA 7

Pruebas directas de causalidad de Granger

Dirección de causalidad	Estadístico F	Grados de libertad		
		numerador	denominador	
Tasa pasiva causa base monetaria ajustada	2,01 (1)	11	/	116
Base monetaria ajustada causa tasa pasiva	1,50	11	/	116

(1) Significativa al 5%

Un análisis similar se hizo para determinar la relación entre la base monetaria ajustada y la tasa de interés de las letras de tesorería.

Las correlaciones cruzadas entre los residuos de los modelos ARIMA estimados para estas series aparecen en la Tabla 8.

Los únicos coeficientes de correlación cruzada significativamente distintos de zeros son los que corresponden al de correlación cruzada entre la tasa de letras atrasada nueve y 18 períodos respecto de la base monetaria ajustada (-0,232 y - 0,182 respectivamente) y al de la base atrasada diecinueve períodos respecto a la tasa de las letras (0,163).

Al igual que para la tasa pasiva, la prueba de Pierce-Haugh de independencia entre las series no permite rechazar la hipótesis de independencia.

Por las mismas razones citadas para el caso de la tasa pasiva, se decidió también aquí hacer las pruebas direc

tas de causalidad de Granger, con los resultados siguientes:

TABLA 9

Pruebas directas de causalidad de Granger

Dirección de causalidad	Estadístico F	Grados de libertad	
		numerador	denominador
Tasa de letras causa base monetaria ajustada	1,94(1)	11	/ 116
Base monetaria ajustada causa tasa de letras	0,72	11	/ 116

(1) Significativo al 5%

Los resultados de la tasa de interés de las letras coinciden con los obtenidos para la tasa de interés pasiva. En ambos casos las pruebas de Haugh-Pierce no permiten rechazar la hipótesis de que las series de las tasas de interés son independientes de los movimientos en la base monetaria ajustada (Tablas 6 y 8). Las pruebas directas de causalidad de Granger sugieren la existencia de una relación de causalidad positiva que va de las tasas de interés a la base monetaria ajustada.

Una interpretación económica coherente con los resultados anteriores podría ser la siguiente: las tasas de interés, dado el grado de apertura de la economía son determinadas por la tasa de interés externa y la tasa de devaluación externa, tal como se señala en la sección siguiente, sin que las variaciones semanales en la liquidez tengan un efecto significativo sobre tales tasas.

Bajo un régimen donde el Banco Central fija el tipo de cambio, no controlando la base monetaria, estos re

sultados indicarían que movimientos en las tasas de interés internas inducen variaciones del mismo signo en la base monetaria, lo cual concuerda con lo que sugiere la teoría. No obstante, las pruebas de Haugh-Pierce sugieren que esta relación no es muy fuerte.

VII - RELACIONES ENTRE LAS TASAS DE INTERES LOCALES Y LAS INTERNACIONALES

El proceso de apertura de la economía que se ha venido llevando a cabo en los últimos años, ha incluido una mayor integración del mercado financiero nacional con los mercados financieros internacionales. En caso de existir una perfecta integración debería observarse una relación entre la tasa de interés interna y la externa de la siguiente forma:

$$i = i^* + i^* e + e + x$$

donde i es la tasa de interés interna, i^* la tasa de interés externa, e es la tasa de devaluación esperada al concertarse la operación y x incluye costos de transacción (por ejemplo, diferencial entre tipo de cambio comprador y vendedor, impuestos) y una prima por el riesgo cambiario. La dificultad de esta fórmula radica en darle contenido empírico a cada una de las variables, en particular e y x . En las pruebas que se hicieron, se supuso que e coincidió con la devaluación observada (i.e. perfecta previsión por parte de los agentes económicos), en tanto que x se supuso igual a cero.

La tasa de interés externa empleada fue la LIBOR para operaciones a 180 días mensualizada 13/ con la cual se construyó la serie "Tasa LIBOR en pesos", definida como $(1 + i^*) (1 + e) - 1$ que es la serie analizada a continuación.

Al igual que en los casos anteriores, el primer pa

so fue modelar esta serie. La Tabla 10 presenta los resultados del modelo identificado para las primeras diferencias de esta serie, diferenciación que fue necesaria para obtener estacionaridad. Los test de diagnóstico usuales (valores individuales de los coeficientes de autocorrelación y test de Box-Pierce) no permiten rechazar la hipótesis nula de que los residuos del modelo son ruido blanco, indicando que el modelo ARMA (2,4) donde el único parámetro autorregresivo corresponde al segundo atraso y el único parámetro de promedios móviles al cuarto, es adecuado.

El paso siguiente fue estimar los coeficientes de correlación cruzada entre los residuos del modelo de la tasa LIBOR y los de los modelos de las tasas internas de interés.

La Tabla 11 muestra las estimaciones para la relación entre la tasa pasiva y la tasa LIBOR. Los valores de los coeficientes de autocorrelación no permiten rechazar la hipótesis de independencia (tomando diez desfases en cada sentido).

Resultados similares se obtuvieron en la Tabla 12 para los coeficientes de correlación cruzada entre la tasa de las letras y la tasa LIBOR.

TABLA 10

Modelo ARMA estimado para la primera diferencia de la tasa Libor en pesos
datos semanales desde la I semana de junio de 1977
hasta la IV semana de setiembre de 1980

Parámetro	Orden del parámetro	Valor estimado	Intervalo de confianza al 95 %	
			Límite inferior	Límite superior
Autoregresivo	2(1)	0,35195	0,1939	0,5100
Promedio móvil	4(2)	0,24550	0,07866	0,4123

Media de la serie: 0,000137

Suma de los cuadrados de los residuos: 0,00777

Varianza de los residuos: 0,000049223

Autocorrelación de los residuos

Atraso	1	2	3	4	5	6	7	8	9	0	$\sum r_k^2$
1-10	0,134	0,016	0,105	-0,015	0,058	-0,099	0,012	0,069	-0,090	-0,082	9,903
11-20	0,063	-0,024	-0,102	-0,120	-0,050	-0,024	-0,051	-0,010	0,050	-0,051	16,314
21-30	-0,012	0,004	0,009	-0,024	0,015	-0,068	-0,100	-0,021	-0,010	0,017	18,926

(1) - El parámetro de orden uno no resultó significativo.

(2) - Los parámetros de orden inferior no resultaron significativos.

TABLA 11

Correlación cruzada entre las series filtradas
de la tasa pasiva a 30 días (Y)
y la tasa LIBOR en pesos (X)

Correlación contemporánea $r_0 = 0,066$

Atrasos de X respecto a Y	<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	<u>4</u>	<u>5</u>	<u>6</u>	<u>7</u>	<u>8</u>	<u>9</u>	<u>0</u>	$n\sigma_k^2$
1-10	-0,079	-0,146	0,008	-0,010	-0,067	0,071	-0,049	0,134	-0,047	0,128	11,963557
11-20	0,147	0,019	-0,029	0,129	0,063	0,015	-0,038	-0,007	-0,002	-0,176	12,91424
21-30	-0,028	-0,154	-0,013	-0,095	0,005	0,032	-0,040	0,007	0,053	-0,037	30,283730

Atrasos de Y respecto a X	<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	<u>4</u>	<u>5</u>	<u>6</u>	<u>7</u>	<u>8</u>	<u>9</u>	<u>0</u>	$n\sigma_k^2$
1-10	0,124	-0,057	-0,052	0,099	0,064	-0,096	0,035	-0,034	0,148	0,023	10,873192
11-20	0,101	0,212	0,019	-0,068	-0,037	-0,076	0,004	-0,086	0,098	0,010	13,122579
21-30	-0,156	0,080	-0,110	-0,039	0,129	-0,060	-0,032	-0,081	-0,130	0,123	40,483863

TABLA 12

Correlación cruzada entre las series filtradas
de la tasa de Letras a 28 días (Y)
y la tasa LIBOR en pesos (X)

Correlación contemporánea $r_0 = -0,115$

Atrasos de X respecto a Y	<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	<u>4</u>	<u>5</u>	<u>6</u>	<u>7</u>	<u>8</u>	<u>9</u>	<u>0</u>	$\sum r_k^2$
1-10	-0,039	-0,079	0,087	-0,079	-0,086	0,094	-0,098	-0,006	0,003	0,038	7,676829
11-20	0,206	0,111	0,144	0,147	-0,020	0,091	0,081	-0,003	-0,037	-0,109	27,396500
21-30	-0,018	-0,104	-0,071	-0,033	-0,021	-0,004	0,035	-0,041	-0,051	0,049	31,421195
Atrasos de Y respecto a X	<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	<u>4</u>	<u>5</u>	<u>6</u>	<u>7</u>	<u>8</u>	<u>9</u>	<u>0</u>	$\sum r_k^2$
1-10	0,040	0,137	-0,062	-0,018	0,156	-0,006	0,026	-0,018	0,030	0,057	8,487106
11-20	0,028	0,024	0,082	-0,069	-0,030	-0,080	-0,012	-0,085	-0,061	0,049	13,767958
21-30	-0,124	-0,055	0,086	0,034	0,115	0,056	-0,169	0,057	-0,097	-0,051	27,447996

No obstante, teniendo en cuenta que para la tasa pasiva el valor del test de Haugh-Pierce fue relativamente alto (23,52), se realizó la prueba directa de causalidad de Granger (como obviamente las tasas internas argentinas no pueden causar la tasa LIBOR, la prueba se hizo en un solo sentido). El resultado surge de la Tabla 13.

TABLA 13

Dirección de causalidad	Estadístico F	Grados de libertad	
		numerador	denominador
Tasa LIBOR causa tasa pasiva	1,41	11	/ 116

Nuevamente, la hipótesis de independencia no puede rechazarse. La falta de relación entre la tasa LIBOR y las tasas de interés internas probablemente indican que alguno de los supuestos hechos (perfecta movilidad de capitales o riesgo cambiario nulo) se aparta lo suficiente de la realidad como para hacer insignificante al valor explicativo de la tasa LIBOR considerada aisladamente.

VIII - RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este trabajo se trató de analizar el comportamiento de dos tasas de interés, la de Letras de Tesorería a 28 días y la de los depósitos a plazo (30 días), con datos semanales para el período que va desde la primera semana de junio de 1977 hasta la segunda semana de setiembre de 1980.

El primer análisis apuntó a determinar los efectos de la mayor integración a los mercados de capitales internacionales facilitada por la fijación anticipada del tipo de cambio a partir de fines de diciembre de 1978.

Se observó que a pesar de que la inflación interna tuvo una mayor variancia en el segundo subperíodo, las tasas de interés experimentaron una variancia menor, sugiriendo que la mencionada mayor integración del mercado de capitales tuvo una influencia estabilizadora sobre las tasas de interés.

La tasa de las letras y la tasa pasiva mostraron una correlación simultánea positiva, lo que llevó a rechazar la hipótesis de independencia; sin embargo no surgió una relación causal clara entre ambas series, pues en tanto las correlaciones cruzadas de los residuos sugirieron una relación de realimentación, los test directos de causalidad de Granger, que excluyen la correlación contemporánea no permitieron rechazar la hipótesis de independencia. Desde el punto de vista del manejo de la política monetaria, este resultado arroja dudas sobre la posibilidad de utilizar la tasa de corte de las letras como instrumento para afectar la tasa pasiva de interés.

Luego se pasó a considerar la influencia que sobre las tasas de interés podrían tener otras variables, tales como la base monetaria y las tasas de interés internacionales. En el primer caso se observó que los movimientos en las tasas de interés precedían los movimientos en la base monetaria ajustada pudiendo decirse que aquéllos causaban a ésta en el sentido de Granger. Tal comportamiento puede racionalizarse en términos del enfoque monetario del balance de pagos en cuanto un movimiento en las tasas de interés internas (en cuanto no se deba a cambios en las tasas de interés internacionales, en la devaluación esperada o en el riesgo) darán lugar a movimientos en el mismo sentido de la base monetaria, a fin de restablecer el nivel de equilibrio de la tasa de interés.

La hipótesis de independencia entre las tasas de interés internacionales (representadas por la tasa LIBOR a 180 días) y las tasas de interés internas no pudo ser rechazada, indicando posiblemente que los movimientos en

la tasa esperada y en el riesgo de devaluación eliminaron la importancia de la tasa LIBOR como única variable explicativa de los movimientos de las tasas de interés internas.

APENDICE ESTADISTICO

C U A D R O ITASA PASIVA A 30 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

- En % mensual -

Año	Mes	S e m a n a s				Mes	Año
		I	II	III	IV		
1977	Jun.	0,06150	0,06150	0,06140	0,06160	Jun.	1977
1977	Jul.	0,06330	0,06700	0,06860	0,06970	Jul.	1977
1977	Ago.	0,07100	0,07420	0,07450	0,07620	Ago.	1977
1977	Sep.	0,07660	0,08040	0,08170	0,08570	Sep.	1977
1977	Oct.	0,08770	0,09460	0,09890	0,09710	Oct.	1977
1977	Nov.	0,10070	0,10540	0,10510	0,10390	Nov.	1977
1977	Dic.	0,10360	0,10440	0,10790	0,10680	Dic.	1977
1978	Ene.	0,10720	0,10600	0,09860	0,09250	Ene.	1978
1978	Feb.	0,08500	0,08120	0,07720	0,07480	Feb.	1978
1978	Mar.	0,07290	0,06860	0,06820	0,06890	Mar.	1978
1978	Abr.	0,06740	0,06720	0,06680	0,06710	Abr.	1978
1978	May.	0,06780	0,06870	0,06980	0,07000	May.	1978
1978	Jun.	0,07120	0,07240	0,07230	0,07090	Jun.	1978
1978	Jul.	0,06960	0,06840	0,06790	0,06770	Jul.	1978
1978	Ago.	0,06780	0,06850	0,06700	0,06610	Ago.	1978
1978	Sep.	0,06320	0,06200	0,06150	0,06200	Sep.	1978
1978	Oct.	0,06250	0,06490	0,06570	0,06430	Oct.	1978
1978	Nov.	0,06470	0,06800	0,06910	0,06800	Nov.	1978
1978	Dic.	0,06920	0,06970	0,07340	0,07120	Dic.	1978

EVOLUCION DE LAS TASAS DE INTERES

81

C U A D R O I

TASA PASIVA A 30 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

- En % mensual -

Año	Mes	S e m a n a s				Mes	Año
		I	II	III	IV		
1979	Ene.	0,07110	0,06860	0,06580	0,06290	Ene.	1979
1979	Feb.	0,06360	0,06460	0,06290	0,06250	Feb.	1979
1979	Mar.	0,06380	0,06460	0,06300	0,06310	Mar.	1979
1979	Abr.	0,06360	0,06450	0,06430	0,06470	Abr.	1979
1979	May.	0,06470	0,06490	0,06460	0,06440	May.	1979
1979	Jun.	0,06550	0,06640	0,06860	0,06780	Jun.	1979
1979	Jul.	0,06790	0,06940	0,07100	0,07100	Jul.	1979
1979	Ago.	0,07210	0,07350	0,07450	0,07310	Ago.	1979
1979	Sep.	0,07280	0,07370	0,07420	0,07460	Sep.	1979
1979	Oct.	0,07430	0,07260	0,06990	0,06460	Oct.	1979
1979	Nov.	0,06320	0,06190	0,06100	0,06120	Nov.	1979
1979	Dic.	0,05880	0,05870	0,05950	0,05970	Dic.	1979
1980	Ene.	0,05990	0,05810	0,05620	0,05490	Ene.	1980
1980	Feb.	0,05320	0,05160	0,05000	0,04990	Feb.	1980
1980	Mar.	0,04960	0,04900	0,04700	0,04580	Mar.	1980
1980	Abr.	0,04520	0,04470	0,04490	0,04460	Abr.	1980
1980	May.	0,04450	0,04440	0,04690	0,04850	May.	1980
1980	Jun.	0,05130	0,05300	0,05530	0,05640	Jun.	1980
1980	Jul.	0,05960	0,06250	0,06040	0,05830	Jul.	1980
1980	Ago.	0,05500	0,05050	0,04570	0,04360	Ago.	1980
1980	Sep.	0,04340	0,04460			Sep.	1980

C U A D R O I ITASA DE CORTE LETRAS DE TESORERIA A 28 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

- En % mensual -

Año	Mes	S e m a n a s				Mes	Año
		I	II	III	IV		
1977	Jun.	0,05800	0,05800	0,05800	0,05800	Jun.	1977
1977	Jul.	0,05800	0,06100	0,06100	0,06300	Jul.	1977
1977	Ago.	0,07000	0,07100	0,07150	0,07200	Ago.	1977
1977	Sep.	0,07450	0,07900	0,08150	0,08500	Sep.	1977
1977	Oct.	0,08450	0,08450	0,08450	0,08500	Oct.	1977
1977	Nov.	0,09000	0,08950	0,08900	0,08900	Nov.	1977
1977	Dic.	0,08600	0,08950	0,08950	0,08930	Dic.	1977
1978	Ene.	0,08880	0,08800	0,08880	0,08750	Ene.	1978
1978	Feb.	0,08200	0,08250	0,08200	0,07850	Feb.	1978
1978	Mar.	0,07400	0,07130	0,07130	0,06750	Mar.	1978
1978	Abr.	0,06710	0,06630	0,06700	0,06580	Abr.	1978
1978	May.	0,06580	0,06560	0,06800	0,06730	May.	1978
1978	Jun.	0,06530	0,06530	0,06480	0,06580	Jun.	1978
1978	Jul.	0,06600	0,06530	0,06350	0,06050	Jul.	1978
1978	Ago.	0,06030	0,06080	0,06080	0,06050	Ago.	1978
1978	Sep.	0,06080	0,05950	0,05950	0,05950	Sep.	1978
1978	Oct.	0,05950	0,05980	0,05980	0,05980	Oct.	1978
1978	Nov.	0,06000	0,06080	0,06090	0,06180	Nov.	1978
1978	Dic.	0,06430	0,06430	0,06300	0,06450	Dic.	1978

C U A D R O I ITASA DE CORTE LETRAS DE TESORERIA A 28 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

- En % mensual -

Año	Mes	S e m a n a s				Mes	Año
		I	II	III	IV		
1979	Ene.	0,06650	0,06850	0,06900	0,06550	Ene.	1979
1979	Feb.	0,06580	0,06580	0,06580	0,06550	Feb.	1979
1979	Mar.	0,06680	0,06650	0,06650	0,06680	Mar.	1979
1979	Abr.	0,06700	0,06680	0,06600	0,06600	Abr.	1979
1979	May.	0,06680	0,06630	0,06800	0,06800	May.	1979
1979	Jun.	0,06780	0,06780	0,06810	0,06900	Jun.	1979
1979	Jul.	0,06970	0,06900	0,07050	0,07050	Jul.	1979
1979	Ago.	0,07150	0,07230	0,07400	0,07550	Ago.	1979
1979	Sep.	0,07480	0,07100	0,07680	0,07750	Sep.	1979
1979	Oct.	0,07590	0,07430	0,06450	0,05900	Oct.	1979
1979	Nov.	0,05900	0,05780	0,05770	0,05770	Nov.	1979
1979	Dic.	0,05790	0,05600	0,05780	0,05750	Dic.	1979
1980	Ene.	0,05750	0,05800	0,05700	0,05350	Ene.	1980
1980	Feb.	0,05080	0,05090	0,05100	0,05050	Feb.	1980
1980	Mar.	0,05020	0,05050	0,05060	0,04990	Mar.	1980
1980	Abr.	0,04840	0,04790	0,04750	0,04790	Abr.	1980
1980	May.	0,04800	0,04840	0,05190	0,05070	May.	1980
1980	Jun.	0,05410	0,05580	0,05900	0,06100	Jun.	1980
1980	Jul.	0,06370	0,06580	0,06250	0,05650	Jul.	1980
1980	Ago.	0,05530	0,04880	0,04150	0,03880	Ago.	1980
1980	Sep.	0,03970	0,04020			Sep.	1980

G R A F I C O A

TASA PASIVA A 30 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

-En % mensual-

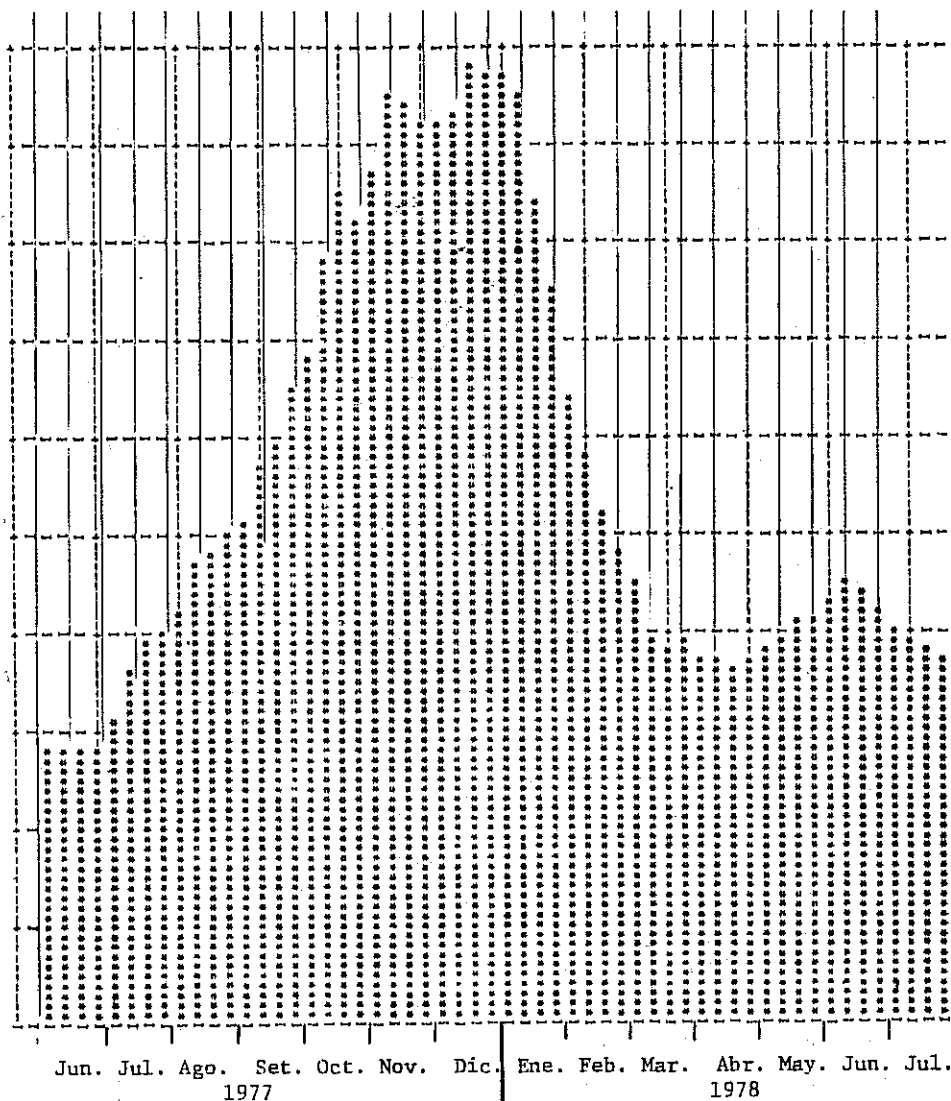
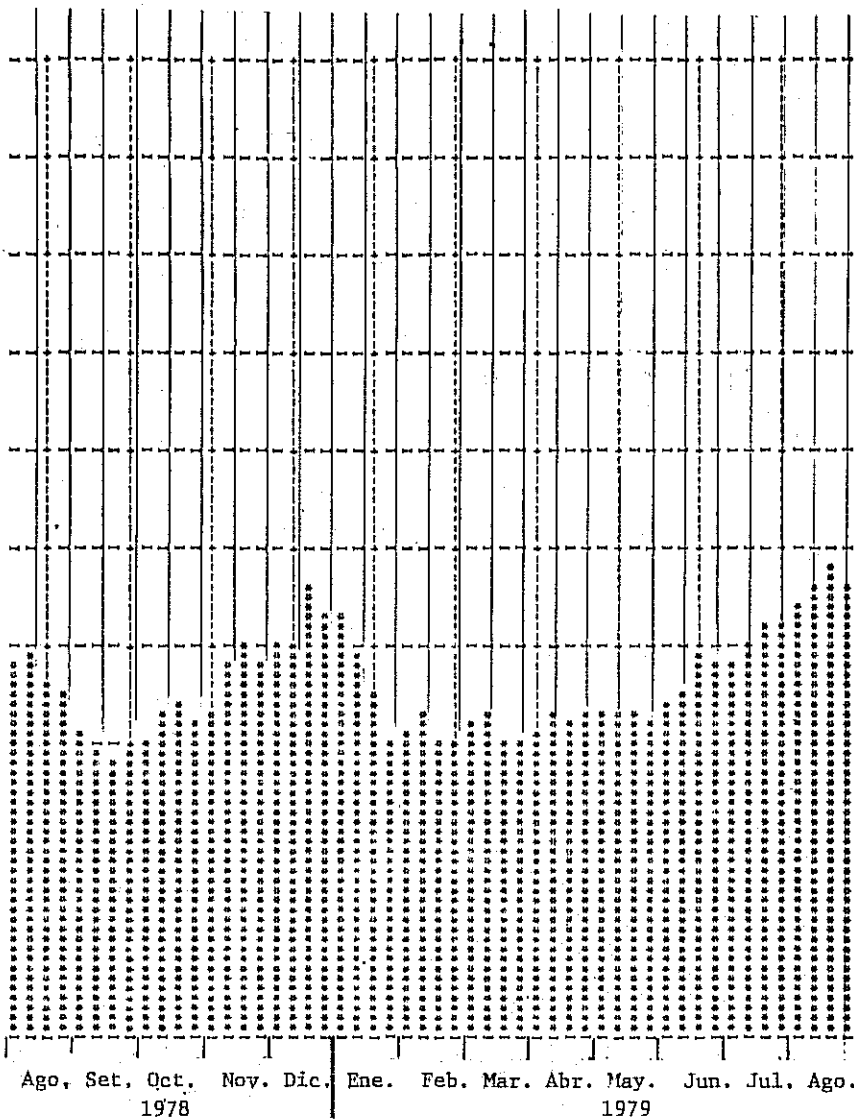


GRAFICO A

TASA PASIVA A 30 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

-En % mensual-

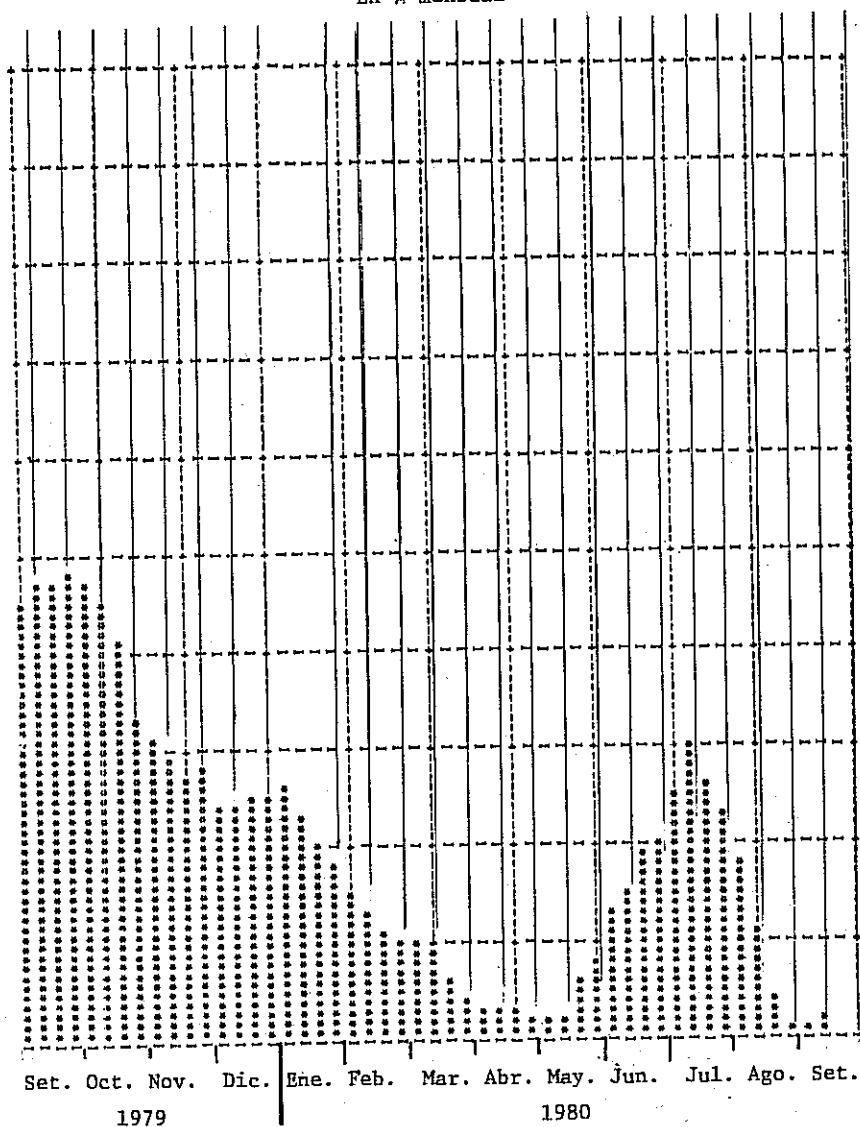


G R A F I C O A

TASA PASIVA A 30 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

-En % mensual-



EVOLUCION DE LAS TASAS DE INTERES

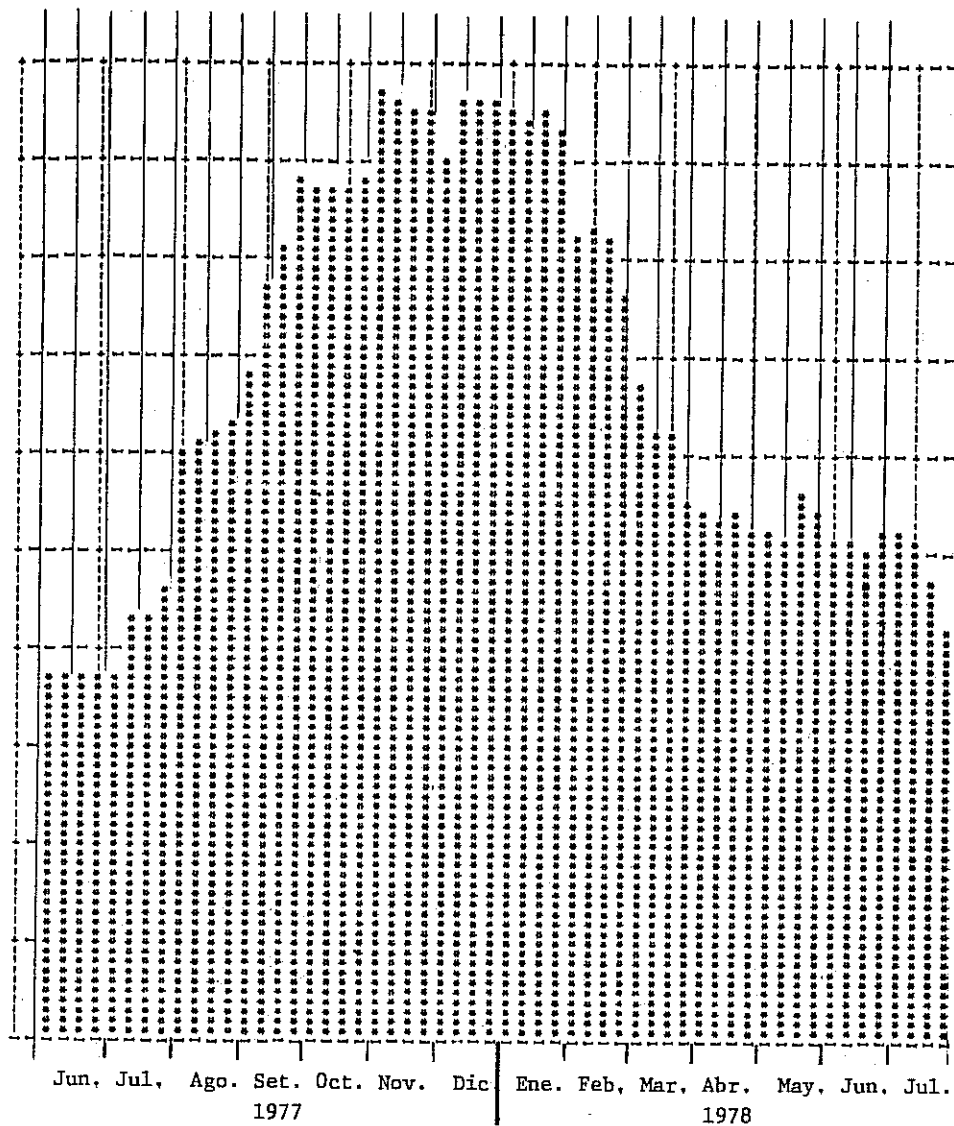
87

GRAFICO B

TASA DE CORTE LETRAS DE TESORERIA A 28 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

-En % mensual-

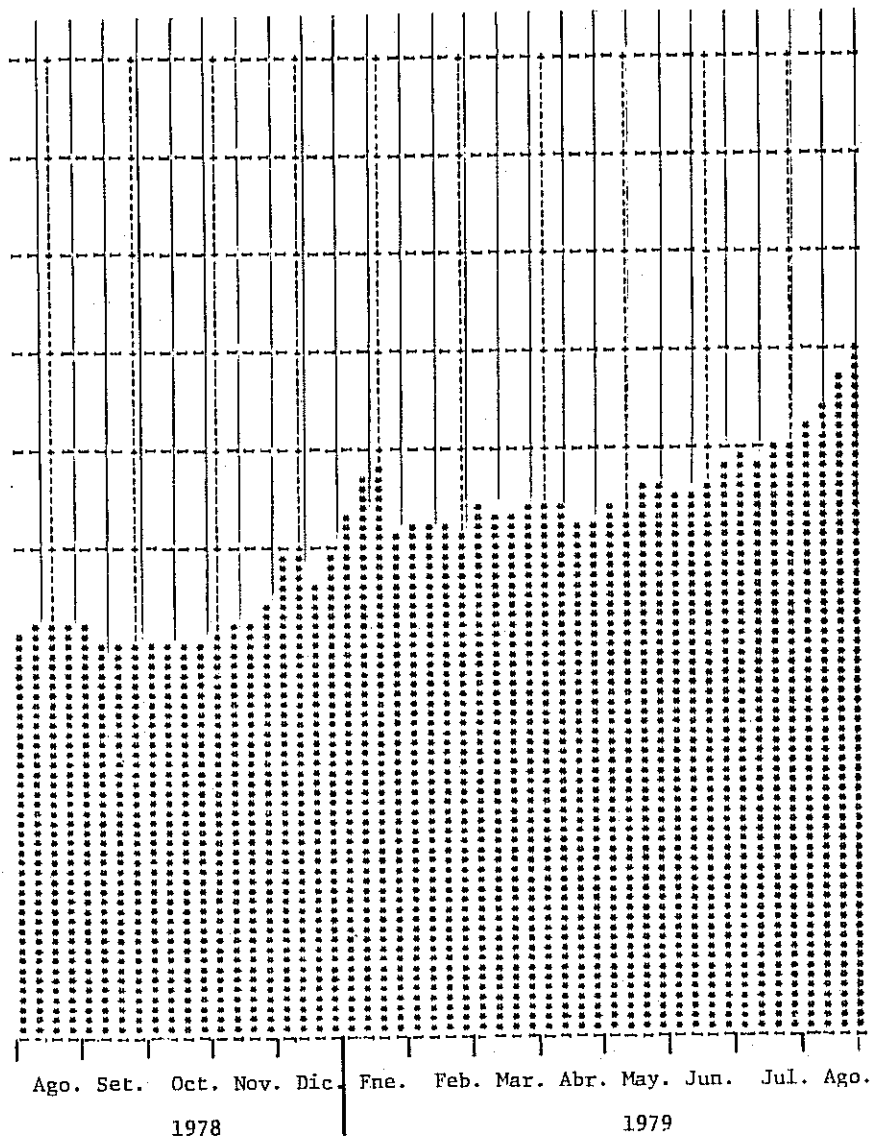


G R A F I C O B

TASA DE CORTE LETRAS DE TESORERIA A 28 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

-En % mensual-



EVOLUCION DE LAS TASAS DE INTERES

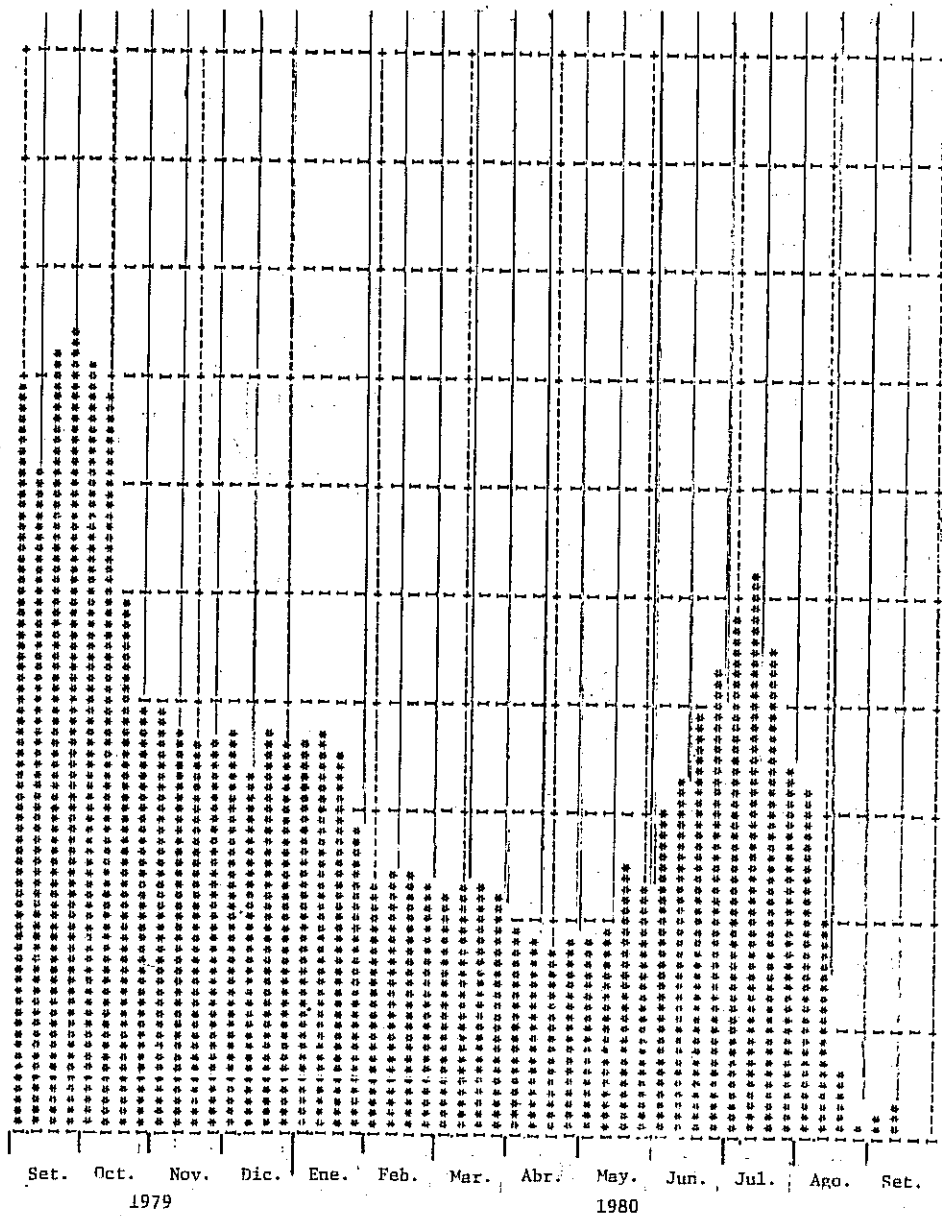
89

GRAFICO B

TASA DE CORTE LETRAS DE TESORERIA A 28 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

-En % mensual-



G R A F I C O C

EVOLUCION DE LA TASA PASIVA Y DE LA TASA DE CORTE
DE LETRAS DE TESORERIA A 28 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

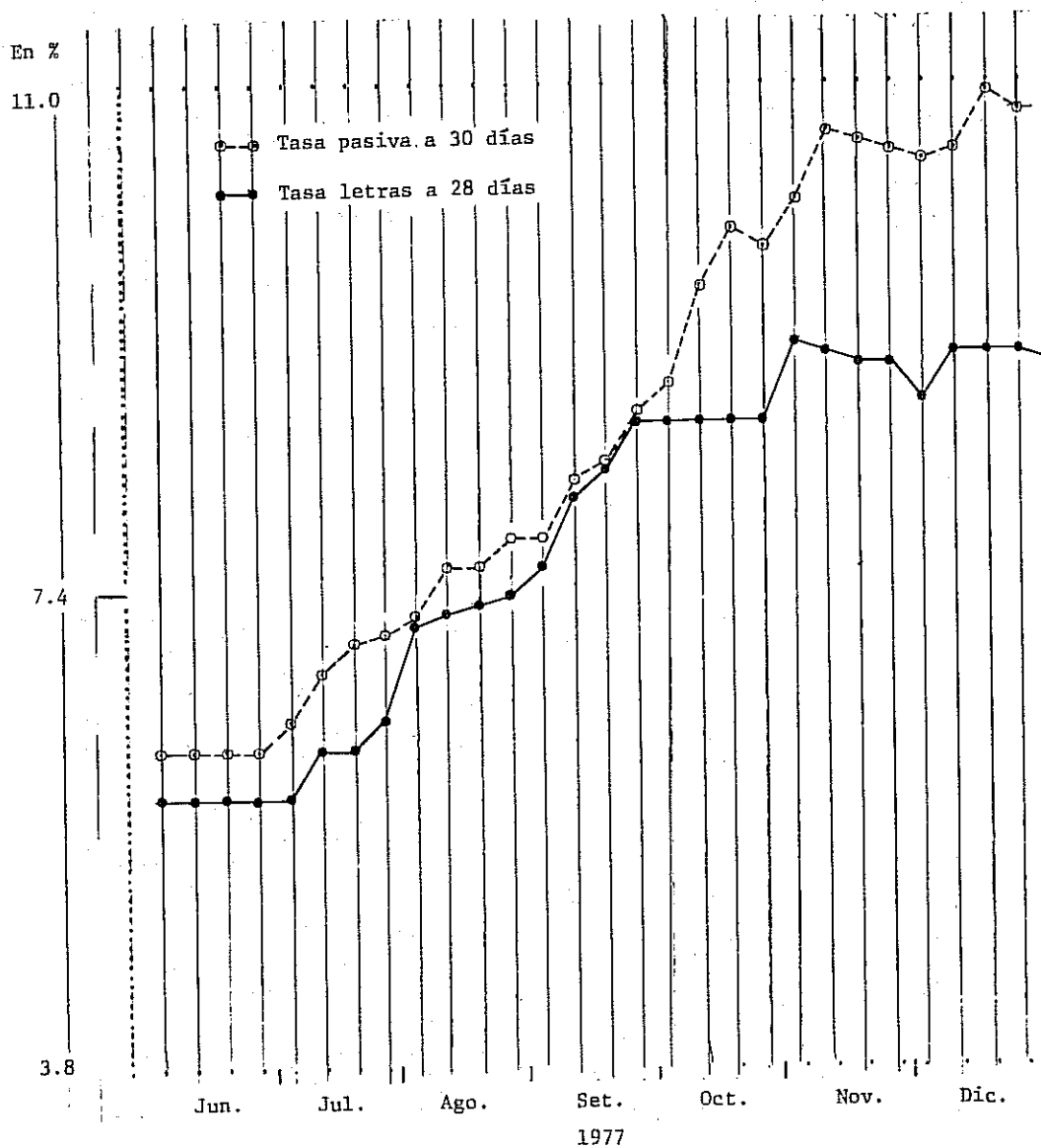
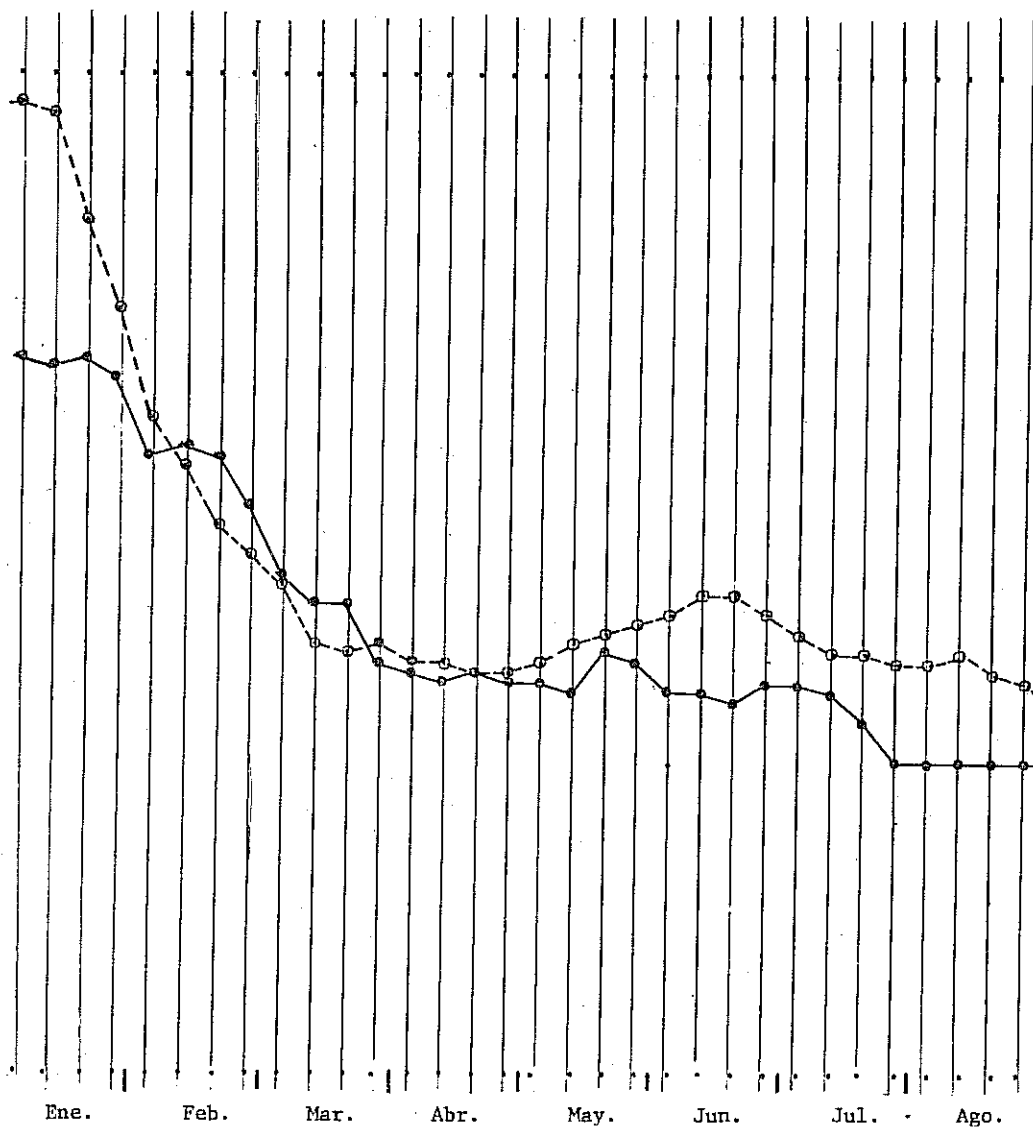


GRAFICO C

EVOLUCION DE LA TASA PASIVA Y DE LA TASA DE CORTE
DE LETRAS DE TESORERIA A 28 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980



G R A F I C O C

EVOLUCION DE LA TASA PASIVA Y DE LA TASA DE CORTE
DE LETRAS DE TESORERIA A 28 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

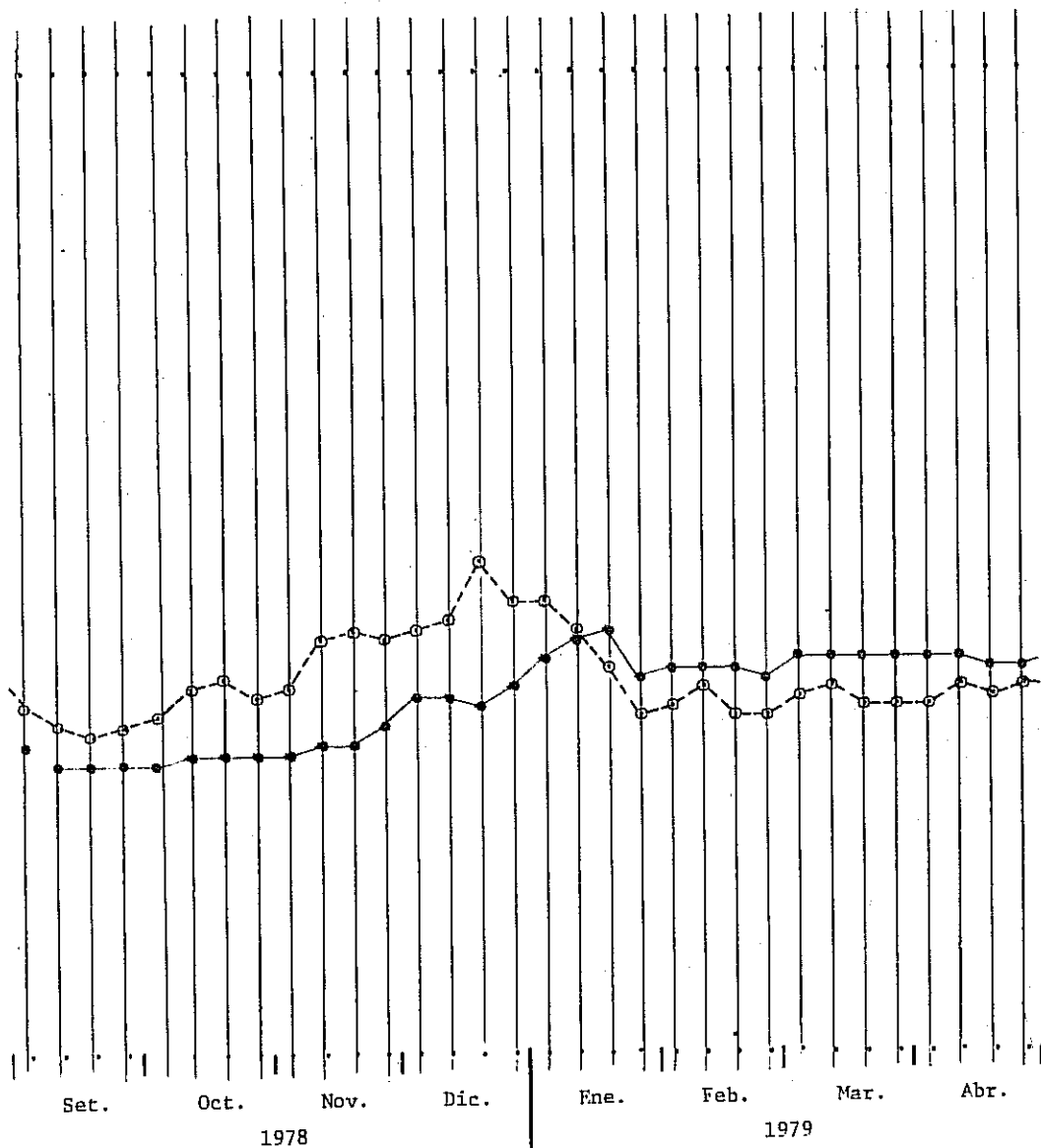
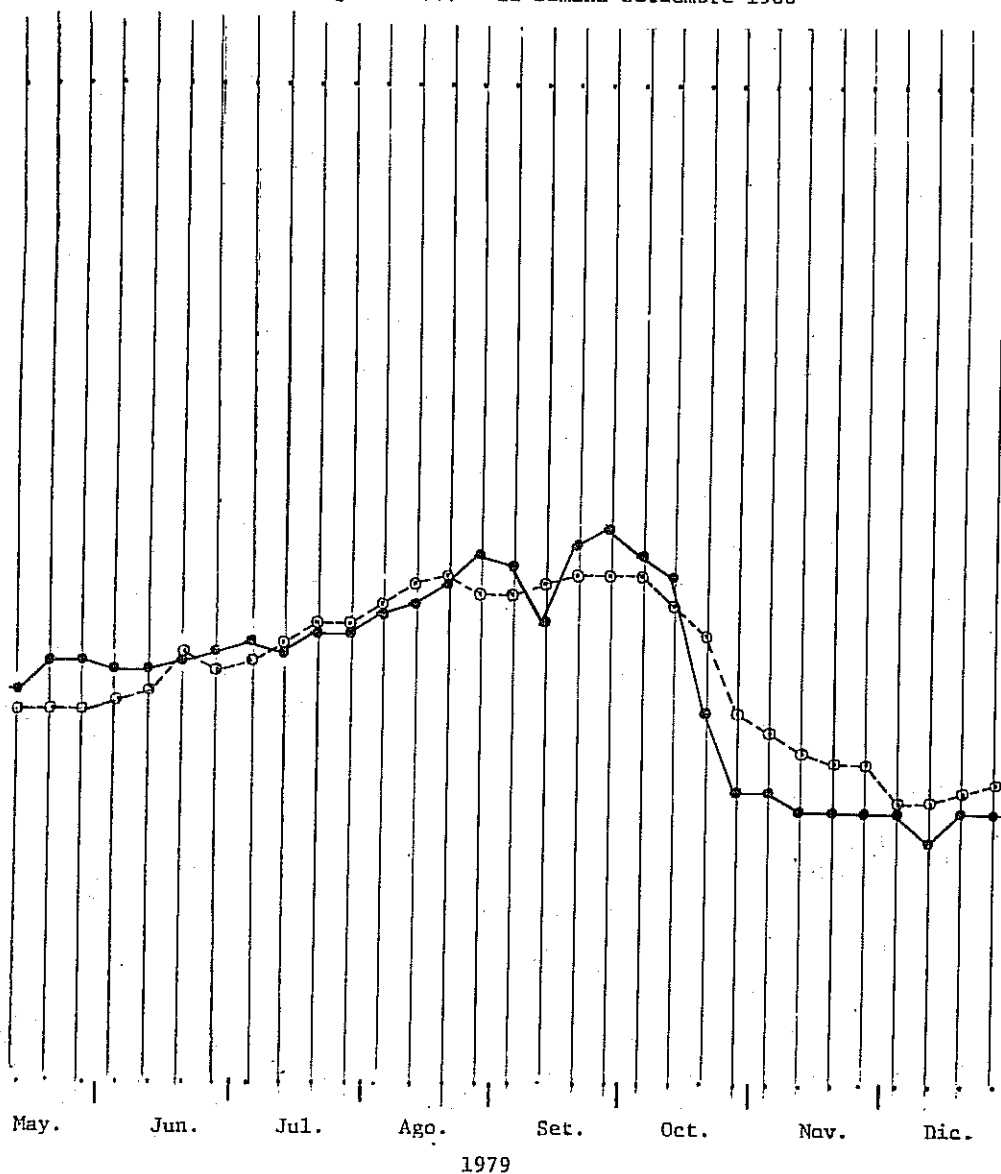


GRAFICO C

EVOLUCION DE LA TASA PASIVA Y DE LA TASA DE CORTE
DE LETRAS DE TESORERIA A 28 DIAS

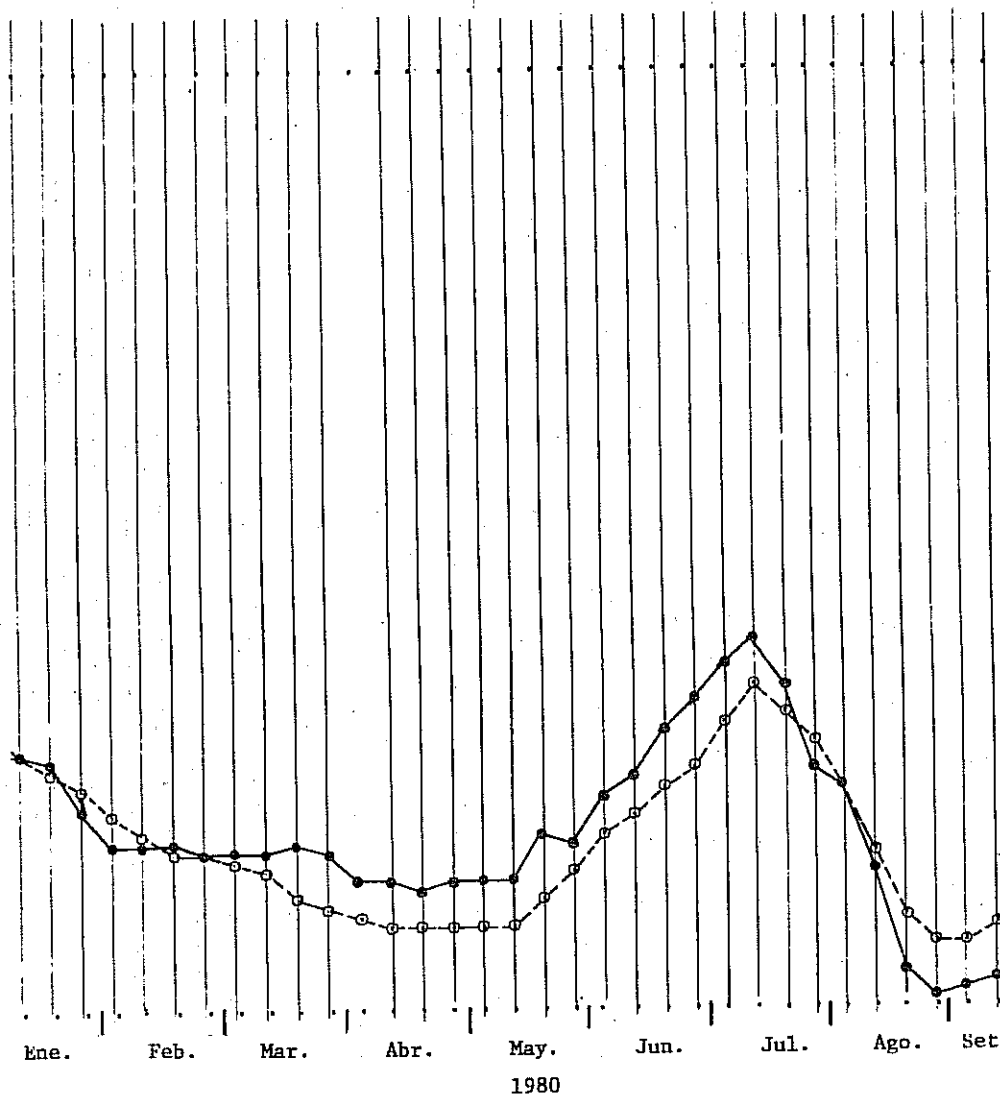
I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980



G R A F I C O C

EVOLUCION DE LA TASA PASIVA Y DE LA TASA DE CORTE
DE LETRAS DE TESORERIA A 28 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980



- 1/ Baliño Tomás J.T.: "Determinantes de la tasa de interés: Argentina 1977-1979" Monetaria, vol. III, N° 2, abril-junio 1980.
- 2/ Box George E.P. y Gwilym M. Jenkins (1970), Time Series Analysis, Forecasting and Control, San Francisco: Holden - Day (edición revisada, 1976).
- 3/ En este caso, como en los siguientes, los ARIMA estimados corresponden a los valores centralizados de la serie.
- 4/ Esto es quizá más cierto en el caso de series a plazos más cortos, 7 ó 15 días.
- 5/ Véase, por ejemplo Frenkel, Jacob "Flexible exchange rates, prices and the role of "news" lessons from the 1970's" manuscrito no publicado, Universidad de Chicago, 1980.
- 6/ Véase Granger, Clive W.J. y Paul Newbold "Spurious Regressions in Econometrics" Journal of Econometrics 2 (July 1974): 111-120.
- 7/ Granger, Clive W.J. "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods", Econometrica, 37 May 1969, 424-438.
- 8/ Pierce, David A. "Multivariate Time Series", trabajo presentado a la Quinta Escuela Latinoamericana de Matemática, Mar del Plata, Argentina, Agosto 1980.
- 9/ Este método fue sugerido al autor por Mohsin Khan quien lo empleó en su trabajo "Inflation and International Reserves: A Time Series Analysis", Staff Papers 26, N° 4 (December 1979): 699-724.
- 10/ Pierce, David A., and Naugh, Larry D. "Causality in Temporal Systems: Characterization and a Survey" Journal of Econometrics 5, August 1977): 265-93.
- 11/ Véase, por ejemplo, Granger, C.W.J. y Newbold Paul (1977) Forecasting Economic Time Series, New York: Academic Press.
- 12/ Este punto se desarrolla con más detalle en la sección VII.
- 13/ Si bien hubiera sido preferible emplear una tasa a 30 días, al no contarse con una serie suficientemente larga para ese plazo se empleó la tasa a 180 días; sin embargo se comprobó que las tasas LIBOR a 180 y 30 días están altamente correlacionadas.

TITULOS INCORPORADOS A LA BIBLIOTECA

Administración

LITTLEFIELD, C.L. - Office and administrative management; systems analysis, data processing and office services, by C. L. Littlefield, Frank M. Rachel and Donald L. Caruth. 3. ed. Englewood Cliffs, Prentice-Hall, 1970. 553 p. (ECONOMIA 16154)

SIMON, Herbert A. - Administración de empresas en la era electrónica. México, Editorial Letras, S.A., 1963. 85 p. (ECONOMIA 16160)

Auditoría

MAIR, William C. - Control y auditoría del computador, por William C. Mair, Donald R. Wood y Keagle W. Davis. 2. ed. México, Instituto Mexicano de Contadores Públicos, 1980. 625 p. (CONTABILIDAD 462)

Bancos

FROWEN, Stephen (Ed.) - A framework of international banking. London, Guilford Educational Press, 1979. 273 p. (BANCOS 4159)

GUZMAN COSP, Jorge - Aspectos jurídicos de las operaciones bancarias, por Jorge Guzmán Cosp, Jaime Mairata La viña, José Manuel Sánchez González y Jose María Sechi Vázquez. Barcelona, Editorial Hispano Europea, 1980. 343 p. (BANCOS 4165)

SALDAÑA ALVAREZ, Jorge - Manual del funcionario bancario; ensayo práctico de las operaciones de las institu

ciones de crédito. 25. ed. México, D.F., Ediciones Jorge Saldaña Alvarez, 1980. 473 p. (BANCOS 4150)

URTASUN I DEULOFEU, Xavier - El control de gestión en banca, por Xavier Urtasun i Deulofeu y Pedro Tomás Vicente Hernández. Barcelona, Editorial Hispano Europea, 1980. 262 p. (BANCOS 4164)

VERA MATURANA, Adolfo Juan - Bancos, dinero y crédito; interacción entre la estructura financiera y la política monetaria. Buenos Aires, Ediciones Depalma, 1981. 433 p. (BANCOS 4161)

Bienestar

SMITH, James D. (Ed.) - Modeling the distribution and intergenerational transmission of wealth. Chicago, The University of Chicago Press, 1980. 336 p. (ECONOMIA 16189)

Cambios internacionales

FEDERAL RESERVE BANK OF BOSTON - Managed exchange-rate flexibility: the recent experience. Proceedings of a Conference held at Melvin Village, New Hampshire. October, 1978. Boston, The Federal Reserve Bank of Boston, 1978. 185 p. (BANCOS 4141)

Comercio internacional

FERRARI, Roberto - Cómo operar en el mercado internacional. Buenos Aires, Boletín Informativo Empresario, 1980. 190 p. (ECONOMIA 16143)

FRATALOCCHI, Aldo - Cómo exportar o importar. Buenos Aires, Editorial Cangallo, 1980. 572 p. (ECONOMIA 16144)

KRUEGER, Anno O. (Ed.) - Trade and employment in developing countries. Chicago, The University of Chicago Press, 1981. 548 p. (ECONOMIA 16190)

ROM, Michael - The role of tariff quotas in commercial policy. London, The Mac-Millan Press Ltd., 1979. 258 p. (ECONOMIA 16201)

Computación

INTERNATIONAL BUSINESS MACHINES CORPORATION - Fundamentos de los sistemas de cómputo. Texto y figuras. Buenos Aires, International Business Machines Corporation, 1979. 521 p. (ECONOMIA 16165)

INTERNATIONAL BUSINESS MACHINES CORPORATION - Introducción al sistema IBM 4300 y a las facilidades del DOS/VSE. Buenos Aires, IBM, 1980. 427 p. (ECONOMIA 16167)

INTERNATIONAL BUSINESS MACHINES CORPORATION - Técnicas de diagramación. Buenos Aires, International Business Machines Corporation, 1978. 2 v. (ECONOMIA 16166)

Contabilidad

BASILE, Jorge E. - Práctica contable; valuación y exposición. Buenos Aires, Editorial El Coloquio, 1979. 227 p. (CONTABILIDAD 461)

BASILE, Jorge E. - Valuación y exposición contable. 2. ed. Buenos Aires, Editorial El Coloquio, 1981. 26 p. (CONTABILIDAD 460)

Crédito

STEINBERG, Eleanor B. - Nuevos medios de financiar las necesidades internacionales, por Eleanor B. Steinberg,

Joseph A. Yager y Gerard M. Brannon. México, N.O.E.M.A. Editores S.A., 1980. 211 p. (BANCOS 4168)

Cuentas nacionales

ALONSO OLIVERA, Manuel - La tabla de insumo-producto. Buenos Aires, Banco Central de la República Argentina, Centro de Estudios Monetarios y Bancarios, 1980. 30 p. (ECONOMIA 09102)

Derecho

AMADEO, José Luis - Ley del cheque. Anotada con jurisprudencia. Buenos Aires, Norma Antuña Ediciones, 1979. 180 p. (DERECHO 2259)

ARGENTINA: LEYES - Ley de contrato de trabajo; comentada, anotada y concordada, coordinada por R.E. Altamira Gigena. Buenos Aires, Editorial Astrea, 1981. (DERECHO 2292)

BENITO MAMPEL, José de - Estudios de derecho mercantil en homenaje a Rodrigo Uría, por José de Benito Mampel, Alberto Bercovitz, Manuel Broseta Pont, Luis Carlón, José María de la Cuesta Rute y otros. Madrid, Editorial Civitas, S.A. 1978. 928 p. (DERECHO 2274)

CRISTENSEN, Roberto - Nueva Ley de monopolio. Ley 22.262, de defensa de la competencia. Buenos Aires, Ediciones Depalma, 1980. 80 p. (FINANZAS 05318)

CONDORELLI, Epifanio J. - El recurso de queja. La Plata, Librería Editora Platense S.R.L., 1979. 176 p. (DERECHO 2291)

CREUS, Carlos - Delitos contra la administración pública; comentario de los artículos 237 a 281 del Código Penal. Buenos Aires, Editorial Astrea, 1981. 607 p. (DERECHO 2290)

MALAMUD GOTI, Jaime E. - Persona jurídica y penalidad; el estado actual del derecho penal administrativo frente a la responsabilidad de la persona jurídica y sus directivos por las acciones de los agentes. Buenos Aires, Ediciones Depalma, 1981. 123 p. (DERECHO 2288)

OLIVERA, Julio H. G. - Derecho económico; conceptos y problemas fundamentales. 2 ed. actualizada con la colaboración de Eduardo Brioux. Buenos Aires, Ediciones Macchi, 1981. 170 p. (DERECHO 2272)

PLA RODRIGUEZ, Américo - Los principios del derecho del trabajo. 2. ed. Buenos Aires, Ediciones Depalma, 1978. 331 p. (DERECHO 2289)

PROVINCIALI, Renzo - Trattato di diritto fallimentare. Milano, Dott. A. Giuffrè Editore, 1974. 4 v. (DERECHO 2275)

RODIERE, René - Droit bancaire, par René Rodiere et Jean-Louis Rives-Lange. 3. ed. Paris, Dalloz, 1980. 547 p. (DERECHO 2268)

Desarrollo económico

ORGANIZACION DE COOPERACION Y DESARROLLO ECONOMICOS - Facing the future; mastering the probable and managing the unpredictable. Paris, Organisation for Economic Co-operation and Development, 1979. 425 p. (ECONOMIA 16131)

Econometría

GANDOLFO, Giancarlo - Economic dynamics; methods and models. Amsterdam, North-Holland Publishing Company, 1980. 571 p. (ESTADISTICA 689)

MINFORD, Patrick - Substitution effects, speculation and exchange rate stability. Amsterdam, North-Holland Publishing Company, 1978. 232 p. (ESTADISTICA 690)

TCHINNOSIAN, Beatriz - Una estimación de la demanda de bienes durables. Buenos Aires, Banco Central de la República Argentina. Centro de Estudios monetarios y bancarios, 1980. 37 p. (ESTADISTICA 05111)

THEIL, Henri - Introduction to econometrics, Englewood Cliffs, Prentice-Hall, Inc., 447 p. (ESTADISTICA 695)

Economía agropecuaria

ARGENTINA. INSTITUTO NACIONAL DE TECNOLOGIA AGROPECUARIA - El cultivo del maíz. Buenos Aires, Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria, 1980. 163 p. (ECONOMIA 16130)

Energía

HAYES, Denis - Perspectivas energéticas mundiales. Buenos Aires, Ediciones Tres Tiempos S.R.L., 1981. 315 p. (ECONOMIA 16197)

Estadística

BELSLEY, David A. - Regression diagnostics: identifying influential data and sources of collinearity, by David A. Belsley, Edwin Kuh and Roy E. Welsch. New York, John Wiley & Sons, 1980. 292 p. (ESTADISTICA 696)

Hacienda pública

RODRIGUEZ ROSSI, Víctor Ernesto - El crédito público; efectos y empleo. Prólogo de Jorge Wehbe. Buenos Aires, Abeledo-Perrot, 1981. 172 p. (FINANZAS 1537)

WOLFSON, Dirk J. - Public finance and development strategy Baltimore, The Johns Hopkins University Press, 1979. 278 p. (FINANZAS 1538)

Historia económica

KINDLEBERGER, Charles P. - Manias, panics, and crashes; a history of financial crisis. London, The MacMillan Press Ltd., 1978. 271 p. (BANCOS 4170)

Impuestos

COMISION MEADE. GRAN BRETAÑA - Estructura y reforma de la imposición directa. Madrid, Instituto de Estudios Fiscales, 1980. 782 p. (FINANZAS 1541)

TOYE, J.F.J. (Ed.) - Taxation and economic development. London, Frank Cass and Company Limited, 1978. 299 p. (FINANZAS 1542)

Inflación

FEDERAL RESERVE BANK OF NEW YORK - Federal Reserve readings on inflation. New York, Federal Reserve Bank, 1979. 276 p. (BANCOS 4148)

HEATHFIELD, David F. (Ed.) - Perspectives on inflation; models and policies. London, Longman Group Limited, 1979. 238 p. (BANCOS 4160)

MCCULLOCH, J. Huston - Dinero e inflación un enfoque monetarista, por J. Huston McCulloch. Revisión de José María Marín Quemada. Madrid, Ediciones Rialp, S.A., 1980. 139 p. (BANCOS 4162)

Informática

MUNIER, Nolberto J. - PERT-CPM y técnicas relacionadas. 5. ed. Buenos Aires, Editorial Astrea, 1981. 216 p. (ECONOMIA 16199)

Mercados de capitales

MENDELSON, M. Stefan - Money on the move; the modern international capital market. New York, McGraw-Hill Book Company, 1980. 291 p. (BANCOS 4163)

Modelos económicos

PAULY, Mark V. - Doctors and their workshops: economic models of physician behavior. Chicago, The University of Chicago Press, 1980. 132 p. (ECONOMIA 16191)

Moneda

PATTERSON, K.D. (Ed.) - The measurement of capital; theory and practice, by K.D. Patterson and Kerry Schott. London, The Macmillan Press Ltd., 1979. 290 p. (BANCOS 4171)

WILCZYNSKI, J. - Comparative monetary economics; capitalist monetary systems and their interrelations in the changing international scene. London, The Macmillan Press Ltd., 1978. 270 p. (BANCOS 4169)

Política económica

CLINE, William R. (Ed.) - Economic stabilization in developing countries. Edited by William R. Cline and Sidney Weintraub. Washington, The Brookings Institution, 1981. 517 p. (ECONOMIA 16183)

FELDSTEIN, Martín - The American economy in transition. Chicago, The University of Chicago Press, 1980. 696 p. (ECONOMIA 16188)

GRUNWALD, Joseph (Ed.) - Latin American and world economy; a changing international order. Beverly Hills, Sage Publications, Inc., 1978. 323 p. (ECONOMIA 16184)

MAUNDER, Peter (Ed.) - Government intervention in the developed economy. London, Croom Helm Ltd., 1979. 226 p. (ECONOMIA 16185)

Pronóstico económico

HUNT, Lacy H. - Dynamics of forecasting financial cycles; theory, technique and implementation. Greenwich, JAI Press, 1976. 296 p. (ECONOMIA 16200)

Sistema monetario internacional

MUNDELL, Roberto A. (Ed.) - El nuevo sistema monetario internacional por Robert A. Mundell y Jacques J. Polak. Buenos Aires, La Ley, 1981. 250 p. (BANCOS 4167)

Teoría económica

BRUNNER, Karl (Ed.) - On the state of macro-economics. Edited by Karl Brunner and Allan H. Meltzer. Amsterdam North-Holland Publishing Company, 1980. 355 p. (ECONOMIA 16141)

DORNBUSCH, Rudiger - Open economy macroeconomics. New York, Basic Books, Inc. Publishers, 1980. 302 p. (ECONOMIA 16156)

GREENFIELD, Harry I. (Ed.) - Theory for economic efficiency: Essays in honor of Abba P. Lerner. Cambridge, The Massachusetts Institute of Technology, 1979. 253 p. (ECONOMIA 16158)

HAZLITT, Henry - La economía en una lección. Madrid, Unión Editorial, S.A., 1979. 224 p. (ECONOMIA 16140)

LAGO, Armando V. - Tema de economía política. Esquema keynesiano; comercio internacional; la moneda. Buenos Aires, Ediciones Macchi, 1980. 160 p. (ECONOMIA 16163)

MARQUEZ MIRANDA, Aníbal- Claves para una filosofía económica. Buenos Aires, Ediciones Científicas 1981. 265 p. (ECONOMIA 16196)

OKUN, Arthur M. - Prices and quantities: a macroeconomic analysis. Washington, The Brookings Institution, 1981. 367 p. (ECONOMIA 16195)

ROPKE, Wilhelm - Más allá de la oferta y la demanda. Madrid, Unión Editorial, S.A., 1979. 358 p. (ECONOMIA 16142)

SARGENT, Thomas J. - Macroeconomic theory. New York, Academic Press, 1979. 406 p. (ECONOMIA 16187)

STROM, Steinar (Ed.) - Topics in disequilibrium economics, by Steinar Strom and Lars Werin. London, The McMillan Press Ltd., 1978. 124 p. (ECONOMIA 16198)

TELSER, Lester G. - Economic theory and the core. Chicago Press, 1978, 1978. 407 p. (ECONOMIA 16194)

ZALDUENDO, Eduardo A. - Breve historia del pensamiento económico. Buenos Aires, Ediciones Macchi, 1980. 103 p. (ECONOMIA 16193)

ZALDUENDO, Eduardo A. - Economía: ciencia y realidad. Buenos Aires, Ediciones Macchi, 1980. 149 p. (ECONOMIA 16186)

Vivienda

RIBAS, Armando P. - Ahorro y préstamo para la vivienda; financiamiento y ajuste monetario, por Armando P. Ribas, Horacio López Santiso y Domingo J. Messuti. Buenos Aires, Ediciones Macchi, 1981. 211 p. (BANCOS 4166)

**"LA CREACION DEL BANCO CENTRAL Y LA
EXPERIENCIA MONETARIA ARGENTINA
ENTRE LOS AÑOS 1935 - 1943."**

Buenos Aires, Banco Central de la
República Argentina, 1972. 2 v.

La obra ofrece un panorama integral de los antecedentes de la creación del Banco Central, así como de los primeros diez años de su existencia. Reproduce las partes esenciales de las Memorias de la Institución en el período 1935-1944 y el análisis que realizó el doctor Raúl Prebisch de la política monetaria en ese último año.

Para adquirir el ejemplar dirigirse a:

Banco Central de la República Argentina
Departamento de Secretaría General
Reconquista 266
1003 Capital Federal - Argentina

Precio de venta \$ 36.000.-

DESARROLLO ECONOMICO
REVISTA DE CIENCIAS SOCIALES

Volumen 21

Abril-Junio 1981

Nº 81

Artículos

HERBERT S. KLEIN: La integración de italianos en la Argentina y los Estados Unidos:
Un análisis comparativo.

ALEJANDRO FOXLEY: Hacia una economía de libre mercado: Chile 1974-1979.

JAVIER VILLANUEVA: Evolución de las estrategias de desarrollo económico en el pe-
ríodo de posguerra.

Comunicaciones

CATALINA H. WAINERMAN: La mujer y el trabajo en la Argentina desde la perspectiva
de la Iglesia Católica a mediados del siglo.

Notas y Comentarios

JULIO H. OLIVERA: La confusión sobre la ley de Gresham.

OSVALDO SCHENONE: Notas sobre la aplicación del impuesto al valor agregado en la
Argentina.

Documentos:

GINO GERMANI: La clase media en la Ciudad de Buenos Aires.

DESARROLLO ECONOMICO -Revista de Ciencias Sociales- es una publicación trimestral
editada por el Instituto de Desarrollo Económico y Social (IDES).

Suscripción anual: R. Argentina: \$ 210.000; Países limítrofes, U\$S 36; Resto de Amé-
rica, U\$S 40; Europa, Asia, África y Oceanía, U\$S 44. Ejemplar simple: U\$S 12 (re-
cargos por envíos vía aérea).

Pedidos, correspondencia, etc., a:

INSTITUTO DE DESARROLLO ECONOMICO Y SOCIAL

Güemes 3950 - 1425 Buenos Aires, Argentina

INTEGRACION LATINOAMERICANA

REVISTA MENSUAL DEL INTAL

Año 6, Nro. 58

Junio 1981

EDITORIAL

Las políticas proteccionistas de la Comunidad Económica Europea (II).

ESTUDIOS ECONOMICOS

EL IMPACTO DE LA POLITICA COMERCIAL DE LA CEE PARA MANUFACTURAS SOBRE LAS EXPORTACIONES LATINOAMERICANAS CON ESPECIAL REFERENCIA AL MERCADO ALEMAN OCCIDENTAL, por Rolf J. Langhammer.

LA COMUNIDAD ECONOMICA EUROPEA: IMPLICACIONES DE LA EXPERIENCIA DESDE 1957 HASTA 1979, por Weir Brown.

DERECHO DE LA INTEGRACION

- Estudios -

MARCO JURIDICO REGIONAL DEL SECTOR AGROPECUARIO, por Raymundo Barros Charlin.

INFORMACION LEGAL

CHILE: REFORMAS AL REGIMEN DE SEGURIDAD SOCIAL.

MODIFICACIONES EN EL SISTEMA TRIBUTARIO DE MEXICO.

noticias - resúmenes

información latinoamericana - información internacional - documentación y estadísticas - actividades del INTAL - bibliografía

suplemento BIEL (Boletín sobre inversiones y empresas latinoamericanas)

EL TRIMESTRE ECONOMICO

COMITE EDITORIAL HONORARIO: Emilio Alanís Patiño, Emigdio Martínez Adame, Raúl Ortiz Mena, Felipe Pazos, Raúl Prebisch y Raúl Salinas Lozano.

COMITE EDITORIAL: MEXICO: Gerardo Bueno, Edmundo Flores, José A. de Oreyza, Leopoldo Solís M., Carlos Telio, Manuel Uribe Castañeda y Fernando Fajnzylber W. BRASIL: Celso Furtado y Francisco Oliveira. COLOMBIA: Constantino V. Vaitsos. CHILE: Jacques Chonchol, Alejandro Foxley y Osvaldo Sunkel.

DIRECTOR: Oscar Soberón M.

Vol. XLVIII (4)

México, octubre - diciembre de 1981

Núm. 192

SUMARIO

Artículos

- Aldo Ferrer : La economía argentina al comenzar la década de 1980.
- Aníbal Pinto : Chile: El modelo ortodoxo y el desarrollo nacional.
- René Villarreal : Problemas y perspectivas del comercio y las finanzas internacionales. Los puntos de vista del Sur.
- Víctor E. Tokman : La influencia del sector informal urbano sobre la desigualdad económica.
- Miguel S. Wionczek : La experiencia de México en la industria farmacéutica internacional. Los futuros problemas de la investigación y el desarrollo experimental.
- Armando Di Filippo: La planificación social observada por un economista.

DOCUMENTOS - NOTAS BIBLIOGRAFICAS

REVISTA DE REVISTAS - PUBLICACIONES RECIBIDAS

Fondo de Cultura Económica - Av. de la Universidad

975 Apartado Postal 44975

REVISTA DE LA INTEGRACION Y EL DESARROLLO
DE CENTROAMERICA

Editada bajo el patrocinio del Banco Centroamericano de Integración Económica.

- * Trabajos de investigación económica.
- * Información socioeconómica de la región y de las labores de organismos regionales.
- * Documentos e instrumentos que forman parte del acervo institucional y teórico del movimiento integracionista.
- * Foro de discusión de los problemas que ha confrontado el proyecto Centroamericano de integración económica y desarrollo económico equilibrado.

Artículos del Número 28

- Análisis y Perspectivas del Desarrollo Financiero en Centroamérica. Mario Riatti Matheu.
- El Ahorro y la Intermediación Financiera en los Países en Desarrollo. Edgar Ayales.
- La Demanda de Recursos Externos en Centroamérica en la Década de los Ochenta. Luis René Cáceres, Frederick Jiménez y Héctor A. Peñate Fuentes.
- Las Perspectivas del Mercado Común Centroamericano para los Próximos Doce Meses. Enrique Delgado.

Suscripción gratuita, dirigirse a:

Revista de la Integración y el Desarrollo de Centroamérica - B.C.I.E.
Apartado Postal 772, Tegucigalpa, D.C.
Honduras, C.A.

Impreso en el
BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA
Reconquista 266 - Buenos Aires
República Argentina



BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA