

# EVOLUCION DE LAS TASAS DE INTERES EN LA ARGENTINA UN ANALISIS DE SERIES TEMPORALES<sup>(\*)</sup>

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 cor-  
tos.

## 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 lo cal 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                          | 1      | 2      | 3      | 4      | 5      | 6      | 7      | 8     | 9      | $n \sum r_k^2$ |        |
| 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 TESORERIA

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 |
| Autorregresivo | 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      | $\frac{2}{n-k}$ |
|--------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-----------------|
| 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 $k > 0$<br>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<br>$\rho_{uv}(k) = 0$ para todos $k < 0$ |
| 7. X e Y están relacionados instantáneamente pero de ninguna otra manera | $\rho_{uv}(0) \neq 0$<br>$\rho_{uv}(k) = 0$ 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  $n \sum_{k=0}^{10} r_k^2$  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)

|                           |  | Correlación contemporánea $r_0 = 0,294$ |        |        |        |        |        |        |        |        |        |              |
|---------------------------|--|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------------|
| Atrasos de X respecto a Y |  | 1                                       | 2      | 3      | 4      | 5      | 6      | 7      | 8      | 9      | 0      | $\sum r_k^2$ |
| 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      | $\sum r_k^2$ |
| 1-10                      |  | 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<br>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 necesarios.

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 relación entre dinero y tasas de interés, tanto en el corto como en el largo plazo. Tradicionalmente se ha planteado una relación negativa entre tasa de interés y dinero como la que suele derivarse, para un dado nivel de precios, de una función de demanda de dinero. Este análisis puede ser válido en el corto plazo en una economía cerrada. En un análisis de más largo plazo debe tenerse 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 tasas de interés del país en cuestión dependerán de la tasa 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 financiero, 12/ de los costos de arbitraje y del riesgo cambiario. En estas circunstancias podrá solo existir una discrepancia transitoria, motivada posiblemente por factores 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      | $\frac{\sum r_k^2}{n-k}$ |
|--------|-------|--------|--------|--------|-------|--------|-------|--------|--------|--------|--------------------------|
| 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 $r_o = 0,077$ |          |          |          |          |          |          |          |          |          | $n\sum r_k^2$ |
|---------------------------|--------|---|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|---------------|
|                           |        | <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> |               |
| 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> | <u>0</u> | $n\sum r_k^2$ |
|---------------------------|--------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|---------------|
|                           |        | 1-10     | 0,090    | -0,081   | 0,015    | -0,066   | 0,004    | -0,001   | 0,014    | 0,177    | -0,034   | -0,037        |
| 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

TABLA 8

Correlación cruzada entre las series filtradas de la tasa de Letras de Tesorería (X) y la base monetaria ajustada (Y)

| Atrasos de X respecto a Y |        | Correlación contemporánea $r_0 = 0,107$ |        |        |        |        |        |        |        |        |         | $n\bar{r}_k^2$ |
|---------------------------|--------|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|----------------|
|                           |        | 1                                       | 2      | 3      | 4      | 5      | 6      | 7      | 8      | 9      | 0       |                |
| 1-10                      | 0,069  | 0,009                                   | 0,105  | -0,073 | 0,120  | -0,049 | 0,005  | -0,020 | -0,232 | -0,057 | 14,9927 |                |
| 11-20                     | 0,028  | 0,048                                   | 0,001  | -0,130 | -0,029 | -0,023 | -0,033 | 0,029  | 0,055  | 0,069  | 15,0238 |                |
| 21-30                     | -0,182 | 0,018                                   | 0,087  | -0,071 | -0,004 | -0,002 | 0,061  | 0,089  | 0,023  | -0,026 | 15,0827 |                |
| Atrasos de X respecto a Y |        | Correlación contemporánea $r_0 = 0,107$ |        |        |        |        |        |        |        |        |         | $n\bar{r}_k^2$ |
|                           |        | 1                                       | 2      | 3      | 4      | 5      | 6      | 7      | 8      | 9      | 0       |                |
| 1-10                      | 0,016  | -0,012                                  | 0,083  | -0,133 | -0,014 | 0,026  | 0,127  | 0,030  | -0,005 | 0,006  | 6,7416  |                |
| 11-20                     | 0,015  | 0,079                                   | -0,005 | 0,039  | -0,028 | -0,053 | -0,066 | 0,008  | 0,163  | 0,064  | 6,7883  |                |
| 21-30                     | -0,003 | -0,071                                  | 0,014  | 0,059  | 0,055  | 0,046  | -0,003 | -0,051 | -0,048 | -0,060 | 6,8107  |                |

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<br>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 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  $\frac{13}{100}$  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      | $n\hat{r}_k^2$ |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------------|
| 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<br>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> | $n\Delta r_k^2$ |
|------------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|-----------------|
| 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<br>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> | $n\Delta r_k^2$ |
|------------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|-----------------|
| 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<br>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<br>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<br>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 |

CUADRO 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 |



## GRAFICO A

TASA PASIVA A 30 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

-En % mensual-

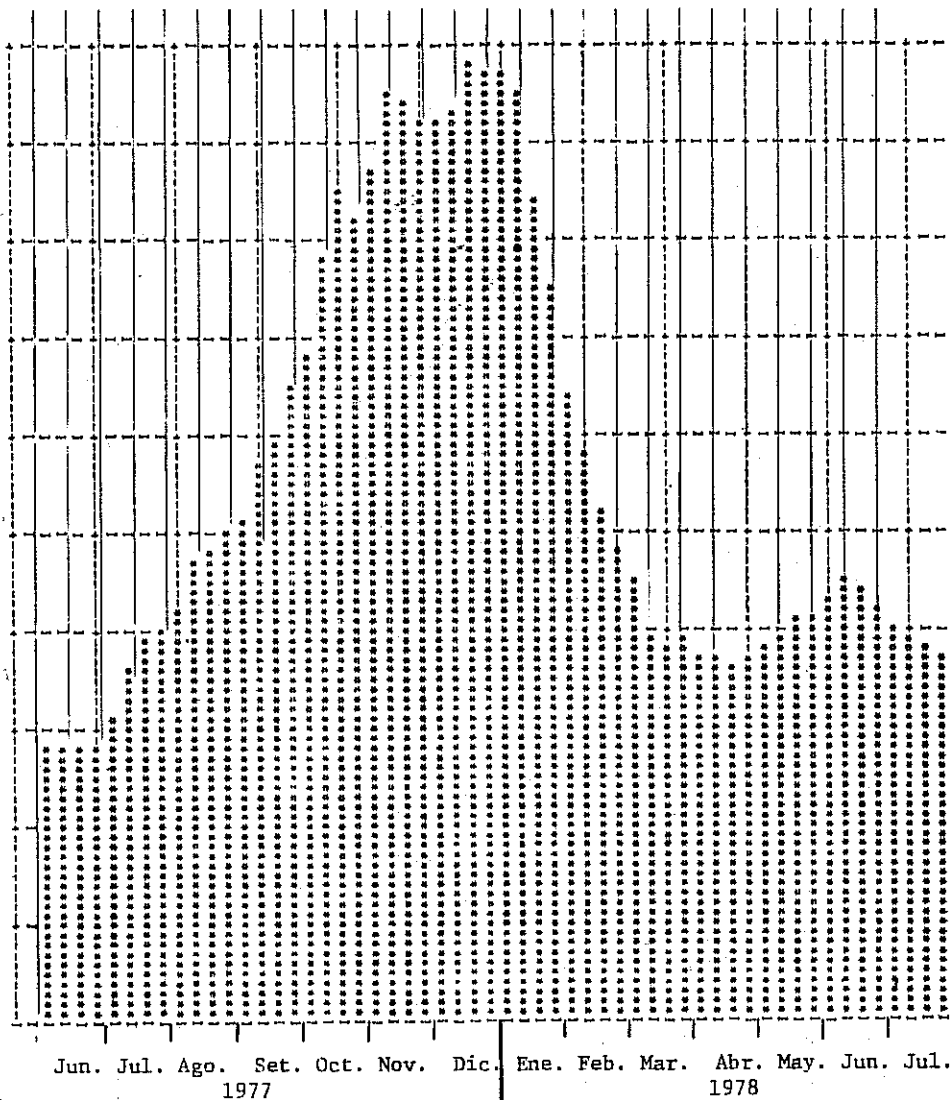
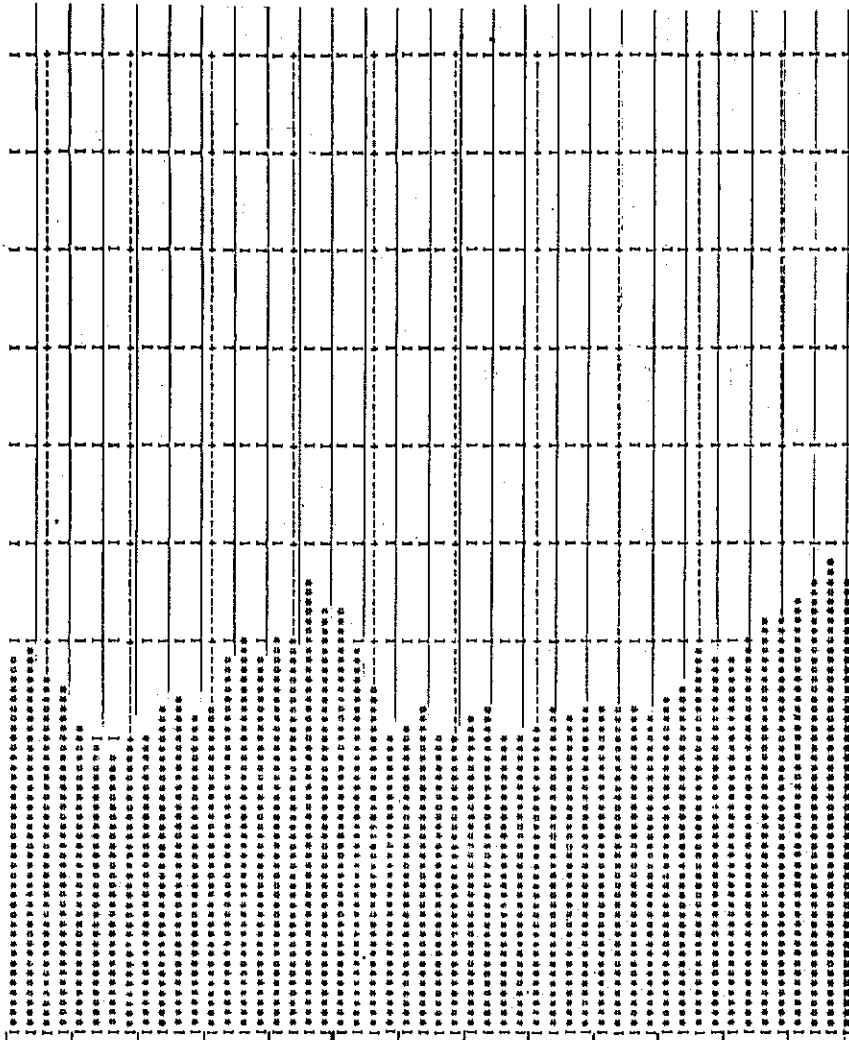


GRAFICO A

TASA PASIVA A 30 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

-En % mensual-



Ago. 1978    Set.    Oct.    Nov.    Dic.    Ene.    Feb.    Mar.    Abr.    May.    Jun.    Jul.    Ago. 1979

## G R A F I C O . A

TASA PASIVA A 30 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

-En % mensual-

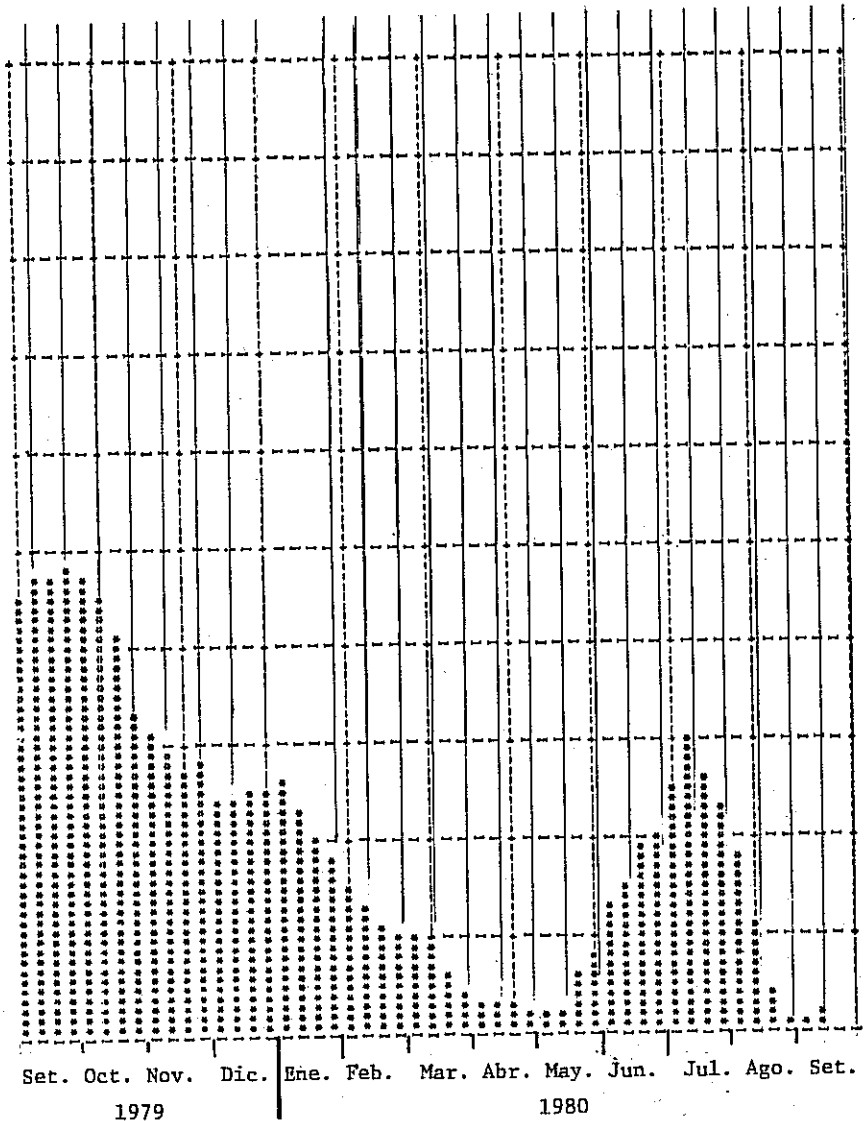


GRAFICO B

TASA DE CORTE LETRAS DE TESORERIA A 28 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

-En % mensual-

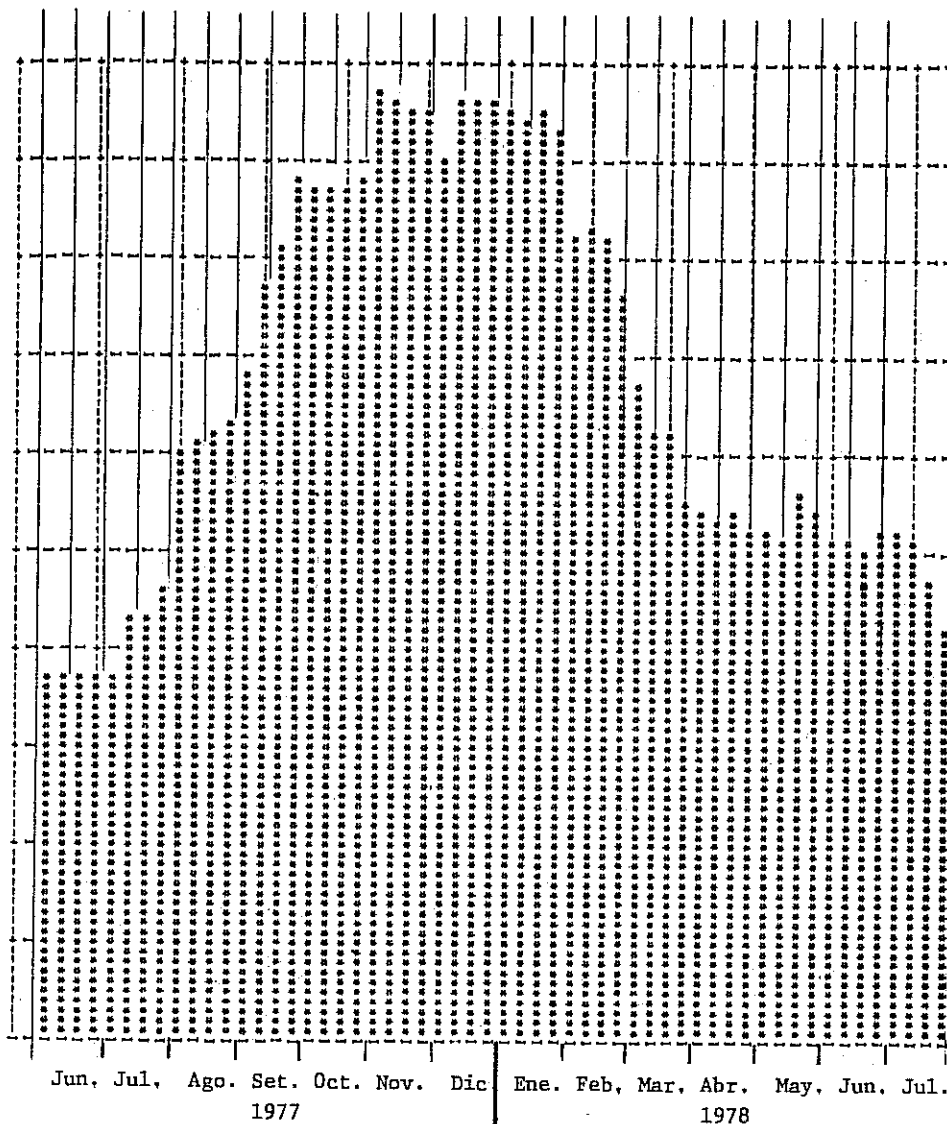
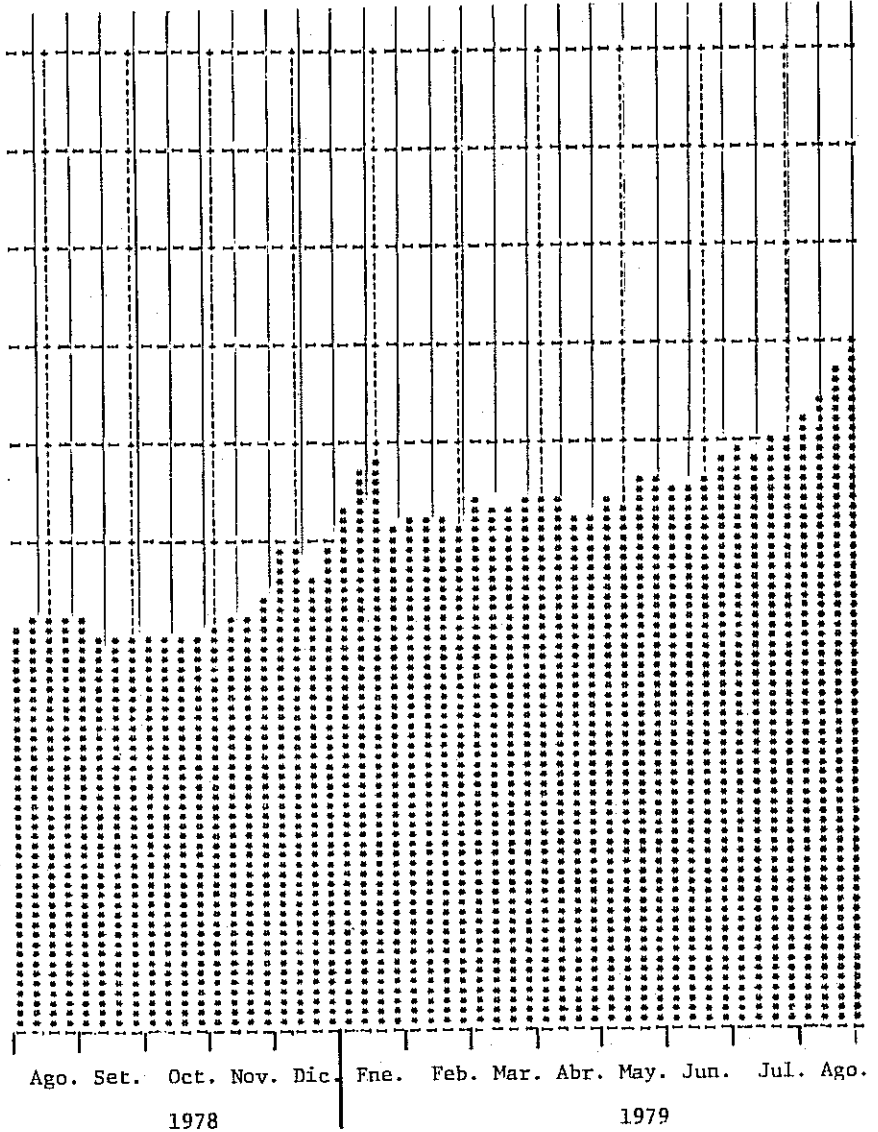


GRAFICO B

TASA DE CORTE LETRAS DE TESORERIA A 28 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

-En % mensual-



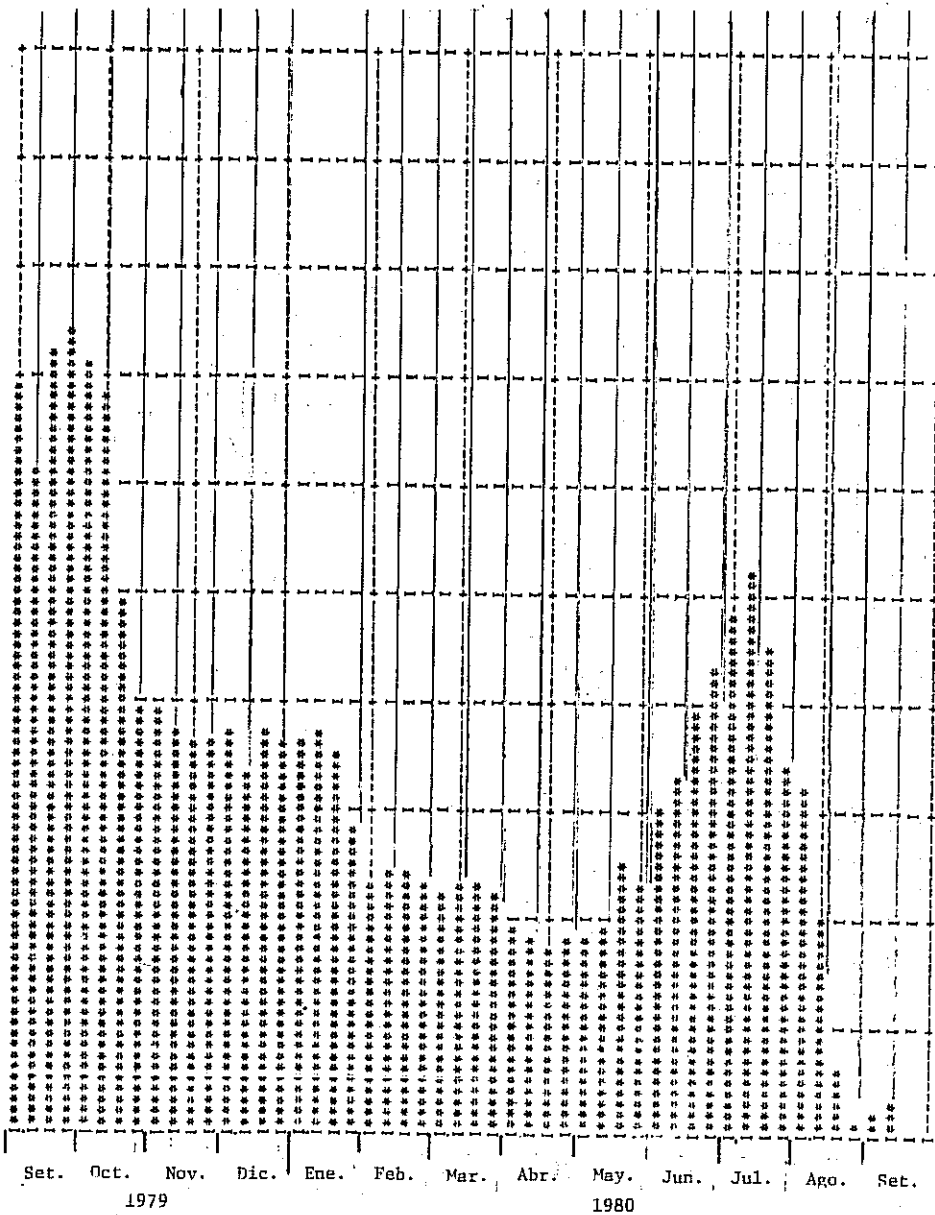
# EVOLUCION DE LAS TASAS DE INTERES

GRAFICO B

TASA DE CORTE LETRAS DE TESORERIA A 28 DIAS

I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980

-En % mensual-



## 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

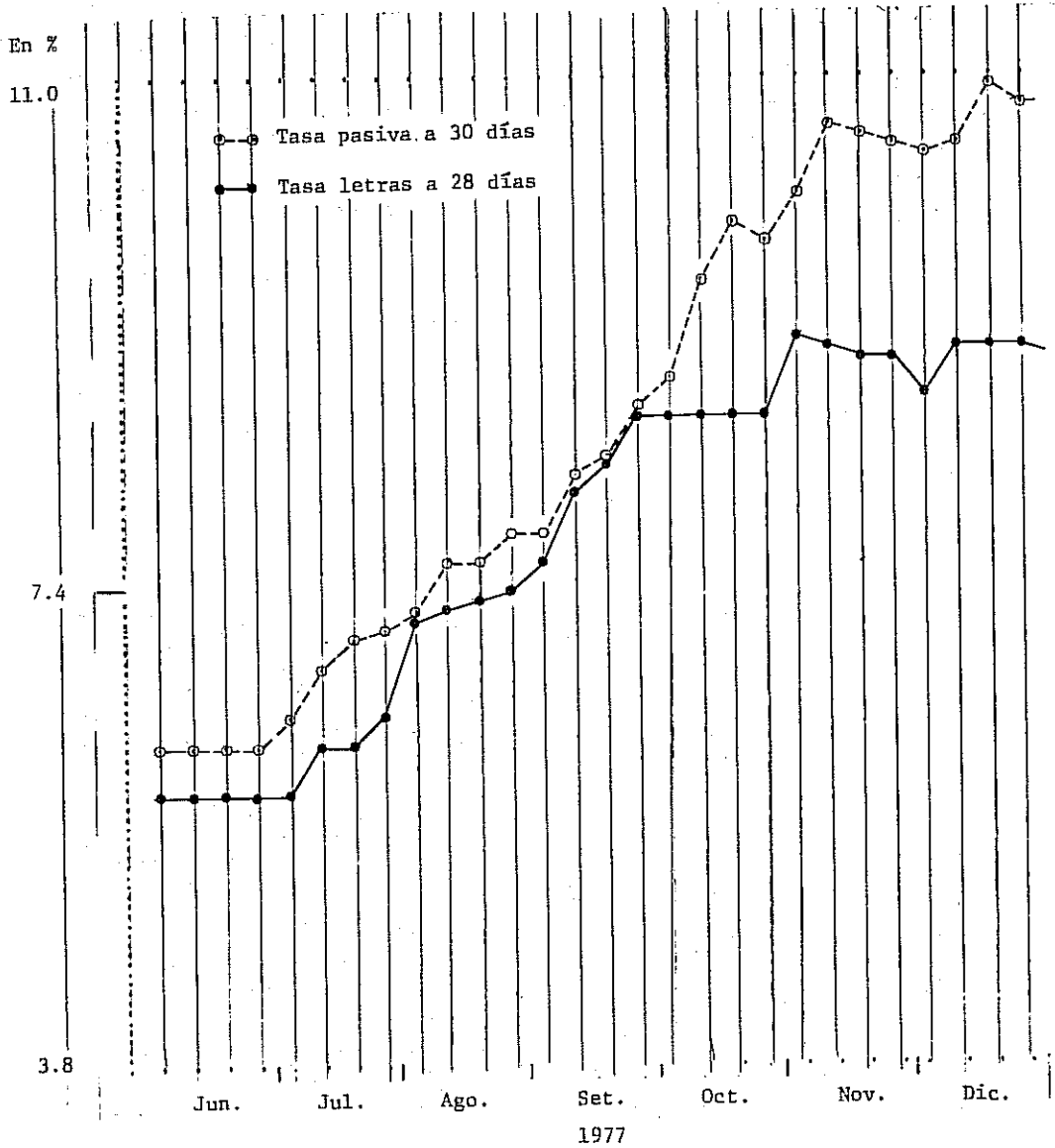
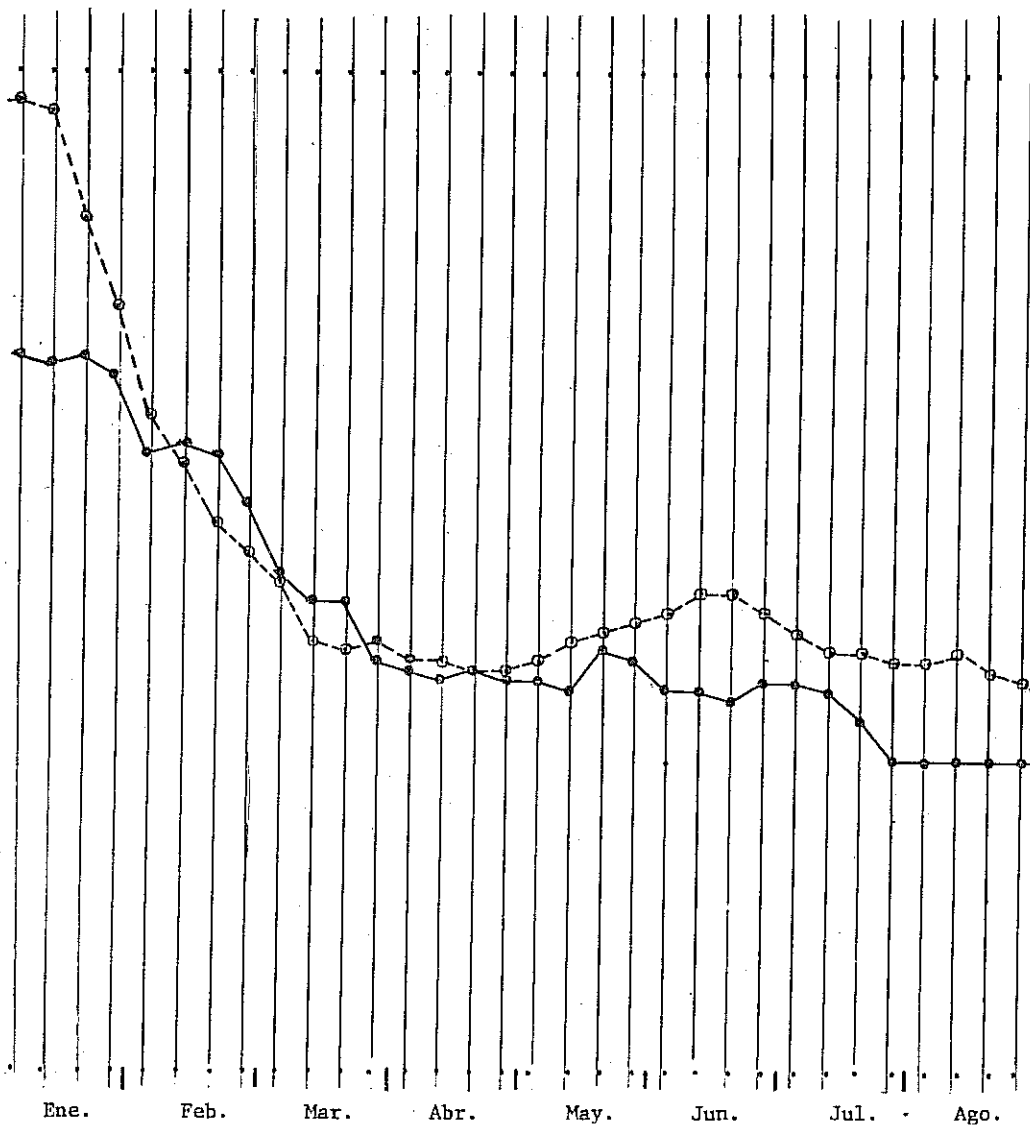


GRAFICO C

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

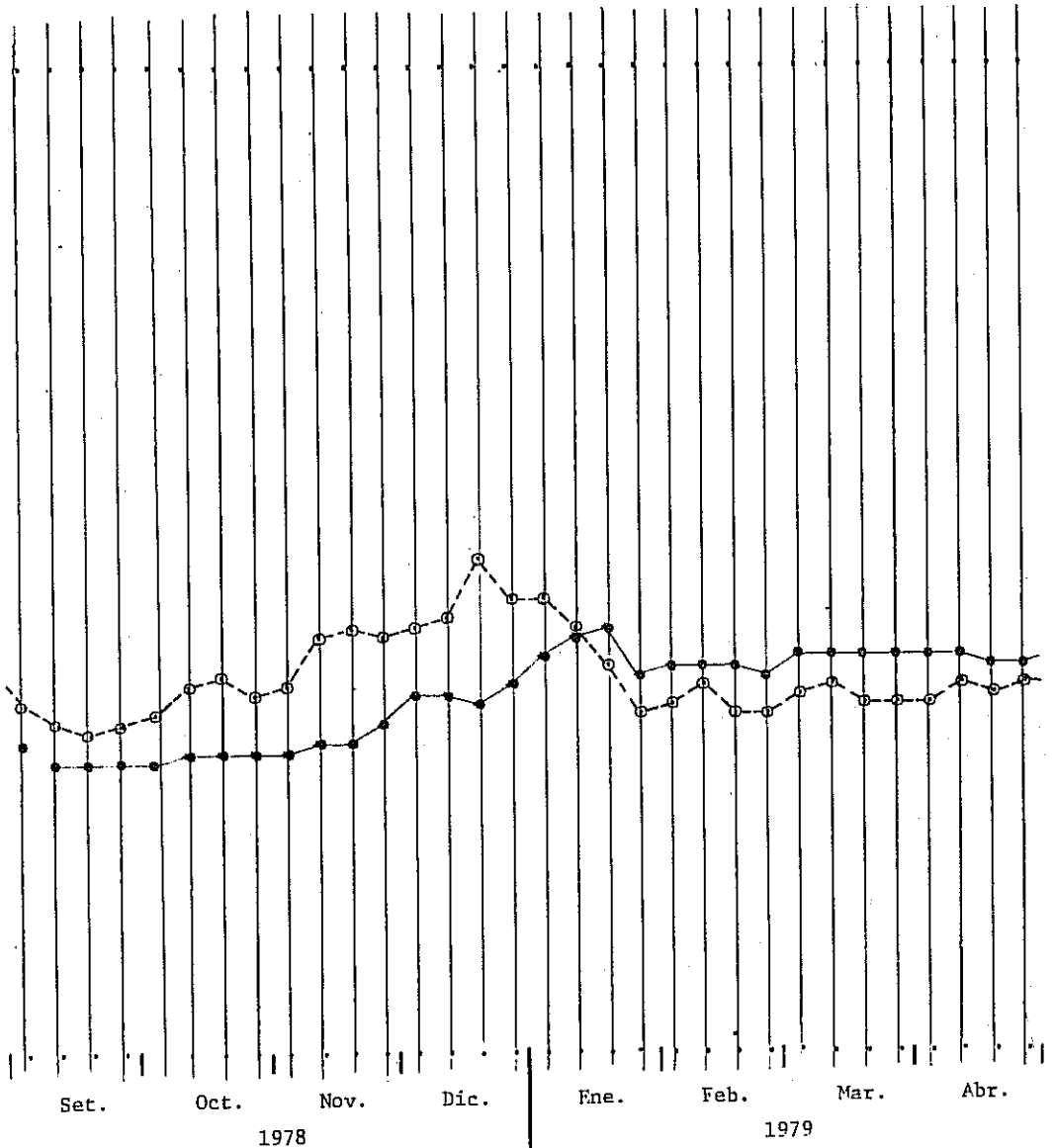
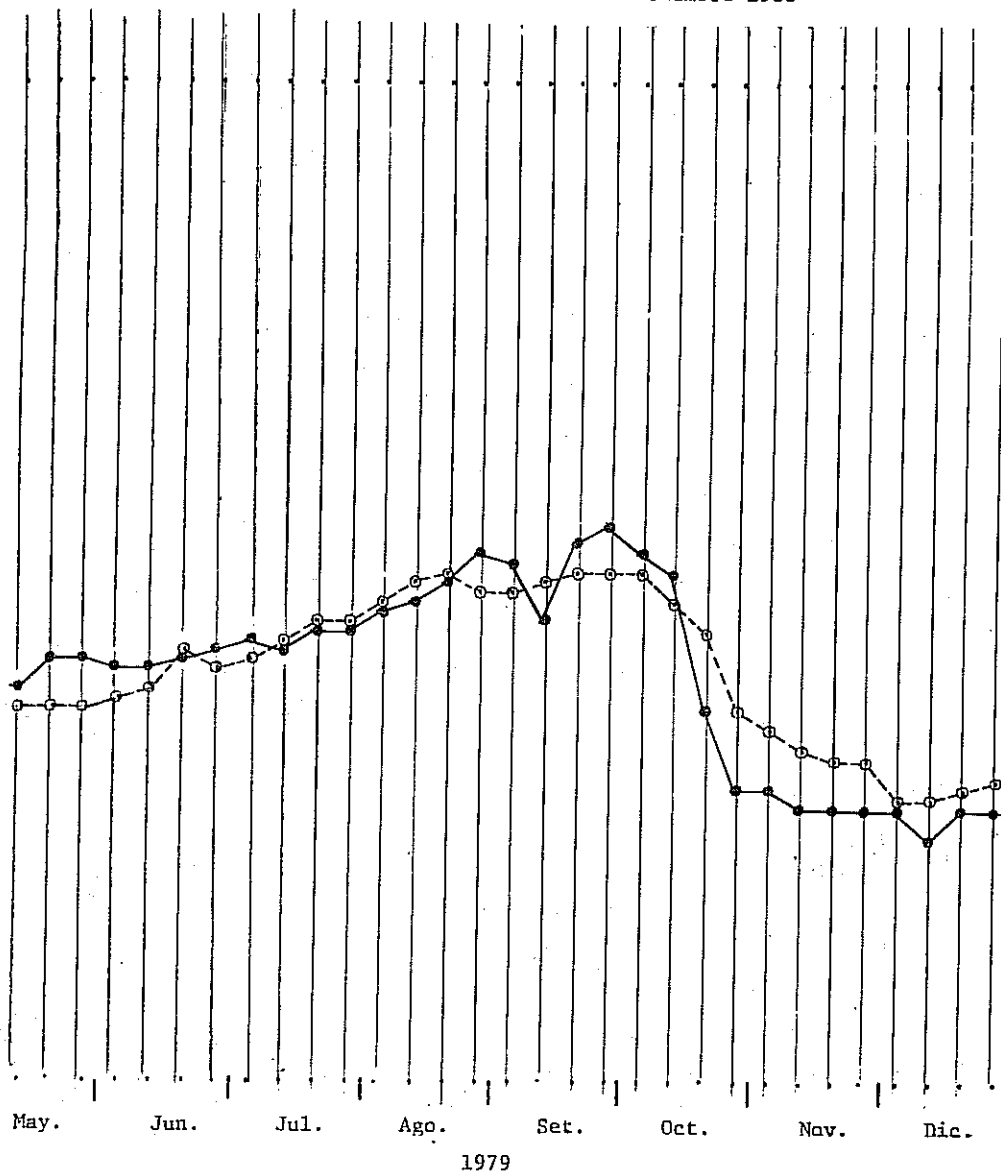


GRAFICO C

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

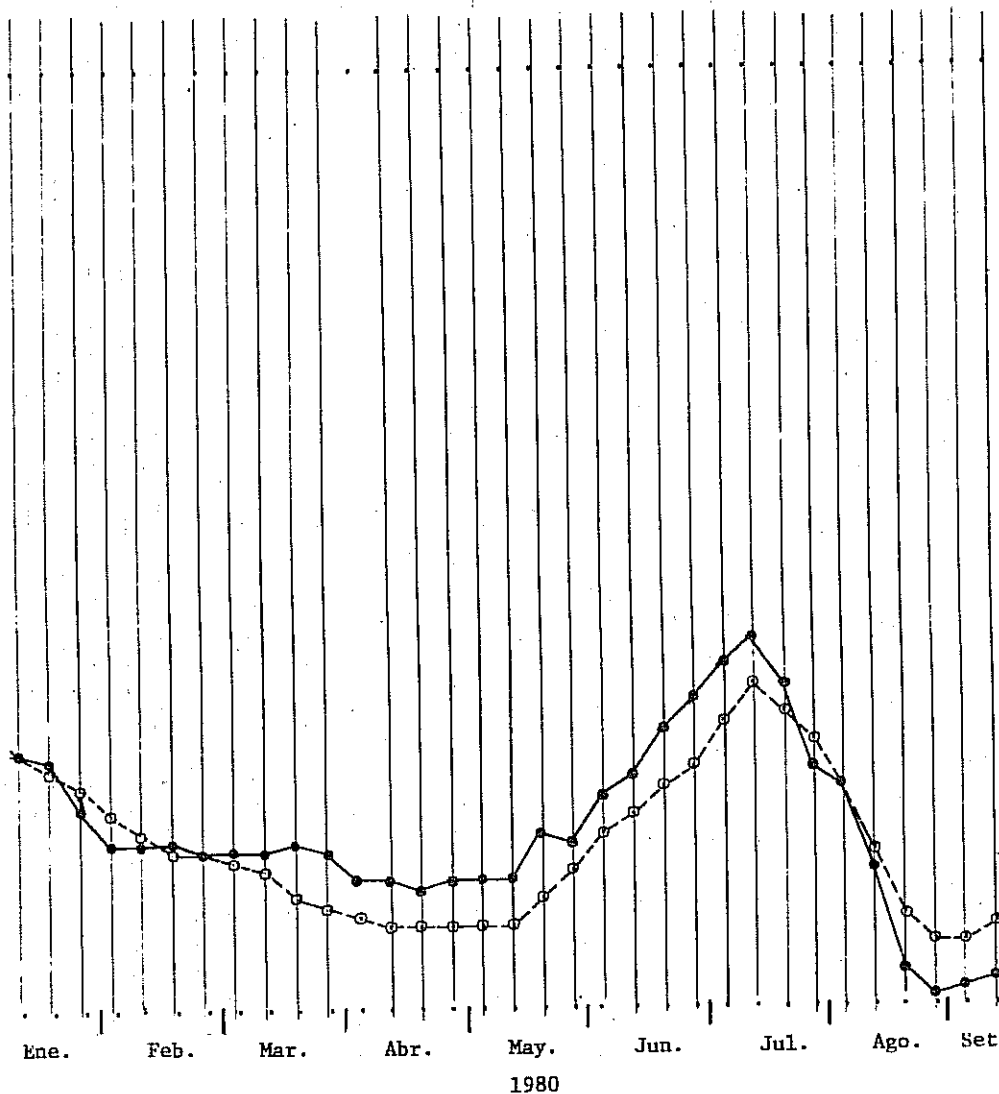
I semana junio 1977 - II semana setiembre 1980



## 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 letras 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", Econometría, 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 Haugh, 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.