

# 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.

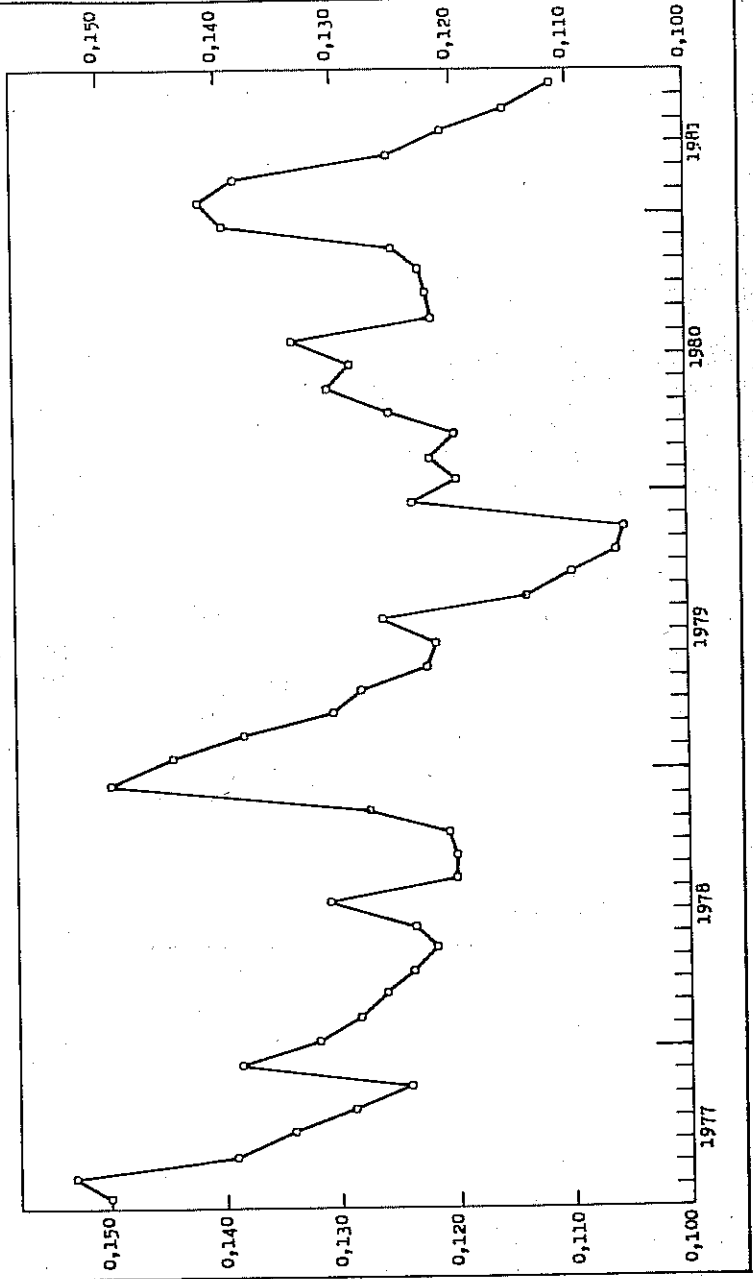
Se observa un comportamiento estacional. La serie presenta valores más altos en julio y diciembre. Simplificadamente se puede comentar que la serie aumenta de valor en julio, decrece luego hasta noviembre, aumenta en diciembre y, finalmente, decrece hasta junio.

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
$\phi_{KK}$	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
$\phi_{KK}$	- 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

$\phi_{KK}$ : 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:

$$c_t = \theta_0 + \theta_1 \cdot c_{t-1} + \theta_2 \cdot c_{t-2} + \mu_t$$

donde

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

$$\forall i \neq 0$$

A partir de los coeficientes de autocorrelación se efectuó la siguiente estimación preliminar de los parámetros  $\theta_1$  y  $\theta_2$ :

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

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

### 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  $\phi_1$  resulta distinto de cero con un nivel de significación inferior al 1%. En cambio el coeficiente  $\phi_2$  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:

$$\begin{aligned}
 c_t = & 0,2593 + 1,0446 \cdot c_{t-1} - 0,3654 \cdot c_{t-2} - 0,0017 \cdot Y_{0,1t-1} - \\
 & (2,63) \quad (5,36) \quad (-1,95) \quad (-2,61) \\
 & - 0,6027 \cdot TP_{0,1t-2} - 0,0971 \cdot (TP_{t-1} - TP_{0,1t-2}) - \\
 & (-2,62) \quad (-2,62) \\
 & - 0,2073 \cdot (TP_t - TP_{t-1}) + 0,0037 \cdot VC_{80t} + 0,0052 \cdot VC_{M80t} - \\
 & (-2,73) \quad (1,28) \quad (1,72) \\
 & - 0,0038 \cdot VC_{J80t} + 0,0041 \cdot D6_t + 0,0083 \cdot D7_t - \\
 & (-1,19) \quad (2,08) \quad (4,29)
 \end{aligned}$$

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

(-4,26)      (1,10)      (-0,13)      (1,05)

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

(8,67)      (-0,67)      (1,71)      (-0,23)

$$+ 0,0028 \cdot D4_t + a_t$$

(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.

VCAS0, VCMS0 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  $\lambda$  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:

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

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

$$\underline{iii}/ \text{TP}_t - \text{TP}_{t-1}$$

donde la  $\text{TPO},1$  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:

$$\begin{aligned} \text{TP esperada}_t &= \text{TPO},1_{t-2} + (\text{TP}_{t-1} - \text{TPO},1_{t-2}) + \\ &+ \beta (\text{TP}_t - \text{TP}_{t-1}) \end{aligned}$$

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

Los ponderadores  $\alpha$  y  $\beta$  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.,  $TP$  esperada =  $TPO_{1t-2} + 0,16 (TP_{t-1} - TPO_{1t-2}) + 0,34 (TP_t - TP_{t-1})$ , 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	$c_{t-1}$	$c_{t-2}$	$YO, 1_{t-1}$	$TPO, 1_{t-2}$	$TP_{t-1} - TPO, 1_{t-2}$	$TP_{t-1} - TP_{t-2}$	VCA80	VCM80	VCI80	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
$\phi_{kk}$	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  $(YO,1)$  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
$\phi_{KK}$	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
$\phi_{KK}$	-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  $\theta_1$  resulta distinto de cero con un nivel de significación del 1% y que lo mismo ocurre para el parámetro  $\theta_2$  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 ocurría 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:

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

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

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

$$R_c^2 = 0,92$$

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

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
$\rho_{KK}$	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
$\rho_{KK}$	-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	$c_{t-1}$ $\hat{\sigma}$ $c^*_{t-1}$	$c_{t-2}$ $\hat{\sigma}$ $c^*_{t-2}$	$YO,1_{t-1}$ $\hat{\sigma}$ $YO,1^*_{t-1}$	$TPO,1_{t-2}$ $\hat{\sigma}$ $TPO,1^*_{t-2}$	$TP_{t-1}$ $-$ $-TPO,1_{t-2}$	$TP_{t-1}$ $-$ $-TP_{t-1}$	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-estacionalizados excluyendo como variables independientes 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)

$$- 0,0016 \cdot Y_0 \cdot 1^*_{t-1} - 0,5321 \cdot TPO,1^*_{t-2} -$$

(-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  $c_{t-1}$ ,  $c_{t-2}$ ,  $YO_{,1}$  y  $TPO_{,1t-2}$ , 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	0.1367
YO.1						105.731	106.493	107.026	107.296	107.361	107.175	
TFO.1						0.0568	0.0582	0.0601	0.0626	0.0662	0.0705	0.0747
TP T-1-TFO.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
VCM80								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	
TFO.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
VCAB0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VCNB0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VCJB0	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
VCAB0	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.	Agó.	Sét.	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
YO.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	-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	1	0	0	0	0	0	0	0	0
VC80	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
YO.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)

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

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

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

$$R_c^2 = 0,95$$

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

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	



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 Censur XI1 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 TPC, 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<sub>t</sub>) y del período anterior (TP<sub>t-1</sub>), 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 CUMSUM, 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.