

EL EFECTO DE LOS "SHOCKS" MONETARIOS SOBRE LA TASA DE INTERES REAL Y NOMINAL EN LA ARGENTINA (*)

por Ana María Cerro

SINOPSIS

El objeto de este trabajo es considerar la experiencia argentina en el período 1950-1982 para determinar la influencia del sector monetario sobre las tasas de interés nominales y reales, haciendo uso de distintos modelos.

Para el período 1970-1982 con datos trimestrales se obtuvieron conclusiones que se exponen a continuación.

Con relación a la tasa nominal de interés no pudo detectarse un efecto impacto, ya sea un efecto liquidez o de fondos prestables, esto es una relación negativa entre la tasa nominal de interés con el stock de dinero, con su tasa de cambio o con ambas al mismo tiempo. El efecto liquidez estuvo aparentemente superado por el efecto Gibson (relación positiva-entre tasa de interés y precio). El efecto de fondos prestables pudo estar superado por el efecto intermedio, que tiende a producir una relación positiva entre la tasa de interés nominal y la tasa de cambio del stock de dinero. Tampoco pudo detectarse un efecto de precios anticipados. La relación entre la tasa de interés nominal y los desfases de la tasa de crecimiento monetaria (o entre el cambio en la de interés nominal con los desfases de la aceleración del stock de dinero) se mantiene baja (salvo para el subperíodo 1970-1977 en el nivel), los coeficientes en su mayoría no son significativos y el Durbin-Watson indica alta autocorrelación (para el nivel).

En cuanto a los resultados obtenidos de los modelos con tasas reales de interés, observamos que la tasa real ex-ante está muy bien explicada para el

(*) El estudio precedente forma parte del trabajo de investigación que me encuentro realizando con la Beca CONICET bajo la dirección del Dr. Víctor Jorge Elías.
Agradezco los comentarios recibidos por los Licenciados Rodolfo Santangelo y Miguel Hugo Llietas.

período de tasas libres (1977-1982) por los desfases de la tasa de crecimiento del stock de dinero y de los saldos monetarios reales. Ha resultado más difícil tratar de explicar la tasa real ex-post. La tasa real ex-post es por definición, la tasa real ex-ante más la discrepancia entre la tasa de inflación esperada y observada. Si esta discrepancia es muy grande y fluctuante, la tasa real ex-ante diferirá bastante a la ex-post. Tal es el caso de Argentina donde el R^2 entre las tasas reales es de 0,24. Para explicar la tasa real ex-post, no basta explicar la tasa real ex-ante sino que debe explicarse también la diferencia entre la inflación esperada y la observada. En este trabajo se trató de explicar esta diferencia mediante la discrepancia entre la tasa de crecimiento del stock de dinero esperado y observado, pero no tuvo esta variable un buen poder explicativo de r .

INTRODUCCION

La relación entre dinero y tasa de interés ha sido un tema muy controvertido en la teoría económica, lo que ha llevado a diversos estudios tanto a nivel teórico como empírico. La mayoría de los economistas reconocen hoy la influencia del sector monetario sobre la conducta de la tasa de interés. Esta influencia es importante, pues se piensa que la tasa de interés, es uno de los canales de transmisión de la política monetaria; entonces dependiendo del efecto del sector monetario sobre la tasa de interés, dependerá la capacidad de la autoridad monetaria de influir sobre la tasa de interés en el corto y largo plazo.

Un cambio no anticipado en la tasa de crecimiento del stock de dinero, se espera que afecte a la tasa de interés nominal en dos direcciones opuestas: un efecto impacto, y un efecto intermedio y de expectativas. El primero, que es el que domina inicialmente, tiende a producir una relación negativa entre la tasa de interés nominal y la tasa de crecimiento del stock de dinero, mientras que los dos últimos actúan en sentido contrario al primero y son los que dominan finalmente, tendiendo a superar al primer efecto.

Dicho cambio no anticipado en el crecimiento monetario afectará también a la tasa real de interés. Ini-

cialmente producirá una relación negativa entre la tasa real ex-ante y la tasa de cambio del dinero: efecto impacto. El cambio permanente en el crecimiento monetario, una vez que es conocido, afectará la tasa esperada de inflación, lo que afectará a la tasa nominal de interés, retornando la tasa real ex-ante al nivel previo al cambio: este es el efecto Fisher o de expectativas. Esta última hipótesis atribuida a Fisher ($i_t = r_t^e + p_t^e$) ha predispuesto a muchos economistas a tratar la tasa real ex-ante como una constante. Siendo la tasa real ex-ante una magnitud real se la considera independiente de los fenómenos monetarios.

La tasa nominal de interés, que se observa en los mercados financieros, difiere de la tasa real de interés. Conceptualmente la tasa nominal de interés puede definirse como la suma de la tasa real de interés ex-ante (que indica el precio relativo de los bienes presentes convertidos a bienes futuros) y la tasa esperada de inflación (que es la tasa esperada de cambio en el valor de los bienes en términos de dinero). La tasa real ex-ante, al no ser una magnitud observada, debe ser estimada, deduciendo de la tasa nominal de mercado el cambio esperado en los precios.

Observando las series argentinas desde 1970 a 1982 trimestralmente, se detecta una alta variabilidad en la tasa de interés nominal (i) y real (r), en la inflación observada (p) y esperada (p^e) y en la tasa de crecimiento observada (\hat{M}), esperada (\hat{M}^e) y en la diferencia entre ambas ($\hat{M}^e - \hat{M}$) 1/.

El objeto de este trabajo es considerar la experiencia argentina en el período 1950-1982 para determinar la influencia del sector monetario sobre las tasas de interés nominales y reales haciendo uso de distintos modelos.

En la sección II se presentan los modelos a ser verificados empíricamente. En la sección III se exponen las estimaciones empíricas de los modelos y en la sección IV algunas conclusiones obtenidas de los resultados. En el Apéndice se incluyen las regresiones para datos mensuales y anuales.

ESTUDIOS REALIZADOS

Existen numerosos estudios para países con inflación moderada, y por ende con tasas de crecimiento del stock de dinero no muy fluctuantes. Entre ellos podemos citar el trabajo de Hafer y Hein (1982), quienes rechazan la hipótesis de constancia de la tasa real de interés y observan que a políticas monetarias más fluctuantes corresponden tasas de interés reales más variables. Santoni y Stone (1982) concluyen que la Reserva Federal no debe intentar fijar una tasa de interés real como base para sus acciones políticas; por otro lado establece que la Reserva Federal no puede afectar la tasa real ex ante. Friedman y Schwartz (1982) y Brown y Santoni (1983) tratan a nivel teórico y empírico la influencia de la tasa de crecimiento del stock de dinero sobre la tasa de interés real y nominal. Santoni y Stone (1981) concluyeron que el mayor promedio y variabilidad en la tasa nominal de interés en los últimos tiempos, deben atribuirse principalmente al mayor promedio y variabilidad en la tasa de crecimiento del stock de dinero.

Pocos estudios han sido hechos en países con alta inflación tales como Argentina. Entre ellos citamos el trabajo de Blejer (1978), que intentó medir el efecto liquidez y de expectativas. Concluye que un cambio en la tasa de crecimiento del stock de dinero tiene efecto sobre la tasa de interés nominal dentro de los dos años.

Baliño (1979) trató de explicar el comportamiento de la tasa de interés nominal para Argentina en el pe-

riodo de tasas libres: junio 1977-junio 1979. Utilizó dos modelos, el primero sigue los lineamientos del de Feldstein y Eckstein. Utiliza, entre otras variables la base monetaria, precios mayoristas, tasa de inflación esperada, cambios en la base monetaria, para explicar la tasa de interés nominal, obteniendo resultados bastante satisfactorios.

El otro enfoque plantea un modelo del mercado de fondos prestables en moneda nacional y despeja la tasa de interés que equilibra la oferta y demanda de fondos. Este modelo confirma principalmente la importancia que adquieren en el análisis las expectativas, especialmente la del interés esperado.

García (1984) en su reciente trabajo "Tasas de interés, política monetaria y gasto público" intenta explicar la tasa real de interés con el PBI, desvío estándar de la tasa de variación de los precios, la prima por riesgo, la tasa de circulación de letras de tesorería, la tasa real mundial y un error de predicción, para Argentina en el período 1978-82. Concluyendo que con ese modelo puede explicar más del 90% de los cambios en la tasa real de interés en los últimos años en la Argentina.

MODELOS MONETARIOS

EFECTO SOBRE LAS TASAS NOMINALES DE INTERES

En esta sección se sigue principalmente el análisis presentado por Friedmán y Schwartz (1982) y por Brown y Santoni (1983).

Para analizar el efecto de cambio en la tasa de crecimiento del stock de dinero sobre la tasa de interés, se parte de una situación de equilibrio y se supone que se produce un cambio exógeno en la tasa de crecimenen

to del stock de dinero. Si el cambio es no anticipado, se traduce en tres efectos que se detallan a continuación:

EFECTO IMPACTO

Este efecto es el que domina inicialmente y tiende a producir una relación negativa entre la tasa de interés y el dinero. Se lo puede subdividir en dos efectos: liquidez y de fondos prestables.

Efecto liquidez: ante el aumento en la tasa de crecimiento del stock de dinero, nada sucederá, excepto que el público mantendrá el exceso de efectivo. Pero este intervalo será breve, a medida que los excesos de efectivo se acumulan, los poseedores de activo, viendo alterada su posición de equilibrio, tratarán de retornar a éste, reemplazando efectivo por otros activos (incluyendo acciones y activos físicos). En el proceso subirán los precios de otros activos y disminuirá la tasa de interés. Este es el efecto liquidez puro. La ecuación propuesta para su verificación es:

$$(1) \quad i_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln M_t$$

donde i_t es la tasa de interés nominal y M_t es el nivel del stock de dinero; se espera que $\alpha_1 < 0$. Esta ecuación puede verificarse también para el cambio en la tasa de interés y la tasa de crecimiento en el stock de dinero.

Efecto de fondos prestables: un incremento en la tasa de crecimiento del stock de dinero implica un incremento en la oferta flujo de fondos prestables, tomado por sí mismo, sin permitir ningún otro cambio, producirá una caída de una vez y para siempre en la tasa de interés a un nuevo nivel. El efecto de fondos prestables producirá una relación negativa entre la tasa de interés y la tasa de cambio de la cantidad nominal de dinero, o

equivalentemente entre la tasa de cambio de la tasa de interés y la aceleración de la cantidad de dinero.

La ecuación (2) intenta verificar este efecto, mientras que la ecuación (3) es una combinación del efecto liquidez y de fondos prestables.

$$(2) \quad i_t = \alpha_0 + \alpha_2 \hat{M}_t$$

$$(3) \quad i_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \hat{M}_t + \alpha_2 \hat{M}_t$$

donde \hat{M} es la tasa de cambio del stock de dinero, se espera que α_1 y α_2 sean menores que cero.

EFECTO INGRESO INTERMEDIO

El aumento no anticipado en la tasa de crecimiento del stock de dinero aumenta inicialmente los saldos monetarios y disminuye la tasa de interés nominal, lo cual estimulará el gasto, lo que a su vez afectará los precios y el producto; y estos efectos se volverán sobre la demanda de dinero.

La aceleración en el ingreso nominal, terminará tomando la forma de precios crecientes, dado que se partió de una situación de equilibrio.

El efecto impacto e intermedio juntos, producirán un retorno a la tasa de interés inicial. La vuelta al equilibrio de la tasa de interés nominal, producido por los efectos antes citados, no será una línea suave, sino una más bien que implique "overshootings". Esto se debe, por un lado, a la demora en reaccionar del ingreso, ante un cambio en la tasa de crecimiento monetario, lo que producirá un desfasaje en la reacción del ingreso. Para alcanzar una nueva tasa de crecimiento, por algún tiempo, el ingreso deberá crecer a una tasa mayor que la nueva tasa de crecimiento del ingreso.

Por otro lado la aceleración en el ingreso es vista como transitoria, como de hecho será, por lo que el ingreso no aumentará proporcionalmente. Si la demanda de dinero está relacionada con el ingreso permanente, la curva de preferencia temporal inicialmente se desplazará a la derecha en proporción menor que el aumento en el ingreso nominal, a pesar que al final, tendrá que adaptarse en toda la proporción.

EFFECTO DE PRECIOS ANTICIPADOS

Cuando el aumento deja de ser no anticipado, las expectativas inflacionarias (p_t^e) aumentan, lo que aumenta a su vez la tasa de interés nominal (i) definida como:

$$(4) \quad i_t = r_t^e + p_t^e$$

donde r_t^e es la tasa real de interés ex-ante. Lo que interesa t conocer es si i_t aumenta en igual proporción que p_t^e . Ello dependerá de lo que le suceda a r_t^e .

Con respecto a esto último existen dos teorías extremas: la de "neutralidad" del dinero sobre la tasa real de interés en el largo plazo; y la de Mundell-Tobin, quienes afirman que el dinero no es neutral en relación a las magnitudes reales.

El efecto ingreso intermedio y de precios anticipados pueden verificarse empíricamente de la siguiente forma:

$$(5) \quad i_t = \alpha_0 + \sum_{\tau=1}^n \alpha_{\tau} \hat{M}_t - \tau - 1$$

o bien

$$(6) \quad \Delta i_t = \alpha_0 + \sum_{\tau=1}^n \alpha_{\tau} \Delta \hat{M}_t - \tau - 1$$

se espera que $\sum_{\tau=1}^n \alpha_{\tau}$ sea positiva.

EFECTO SOBRE LAS TASAS REALES DE INTERES

En base a los efectos expuestos anteriormente se debe considerar la influencia que tiene un cambio en la tasa de crecimiento del stock de dinero, sobre la tasa real de interés. Ello la afecta de la siguiente forma: i) el efecto impuesto disminuye la tasa real de interés, ii) el efecto intermedio aumenta la tasa real de interés hasta el nivel donde se encontraba previo al cambio, iii) el efecto precio anticipado no afecta la tasa real de interés.

La ecuación a verificar sería:

$$(7) \quad r_t^e = \alpha_0 + \sum_{\tau=1}^n \alpha_{\tau} \hat{M}_t - \tau - 1$$

Otro modelo a estimar es el que surge de la ecuación de Fisher. Partiendo de las siguientes ecuaciones:

$$(8) \quad i_t = r_t^e + p_t^e$$

$$(9) \quad i_t = r_t + p_t$$

se obtiene

$$(10) \quad r_t = r_t^e + (p_t^e - p_t)$$

r_t^e puede expresarse en función de las tasas reales expost

$$(11) \quad r_t^e = f(r_{t-1}, r_{t-2}, \dots)$$

y $(p_t^e - p_t)$ como

$$(12) \quad \sum_{\tau=1}^n (\hat{M}^e - \hat{M})_{t-\tau}$$

La ecuación (10) puede expresarse en los siguientes términos

$$(13) \quad r_t = f(r_t, r_{t-1}, \dots) + \sum (\hat{M}^e - \hat{M})_{t-\tau}$$

Para verificarla empíricamente se propone

$$(14) \quad r_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \sum_{\tau=2}^n \alpha_{\tau} (\hat{M}^e - \hat{M})_{t-\tau-2}$$

A continuación se propone un modelo que intenta verificar si la tasa real de interés es un mecanismo de transmisión de la política monetaria. En general se sostiene que un incremento en los saldos monetarios reales disminuye la tasa real esperada. Los desfases en los saldos reales se incluyen para tratar de captar el efecto dinámico del proceso.

Para verificar dicha hipótesis se parte de la ecuación (8). Expresando a r_t^e como función de los saldos monetarios pasados.

$$(15) \quad r_t^e = f\left(\frac{M}{P}_t, \frac{M}{P}_{t-1}, \dots\right)$$

y reemplazando (15) en (8) obtenemos

$$(16) \quad i_t - p_t^e = f\left(\frac{M}{P}_t, \frac{M}{P}_{t-1}, \dots\right)$$

que empíricamente puede verificarse

$$(17) r_t^e = i_t - p_t^e = \alpha_0 + \sum_{\tau=1}^n \alpha_{\tau} \frac{M}{P} t - \tau - 1$$

ESTIMACION DE LOS MODELOS MONETARIOS

Los modelos citados en la sección II fueron verificados para Argentina en el período 1950-1982. Se trabajó con datos anuales (1950-1980) y trimestrales y mensuales (1970-1982). Se consideraron también dos subperíodos (enero 1970-junio 1977 y julio 1977-diciembre 1982) para los datos trimestrales y mensuales, caracterizados por un país con distinto marco económico-institucional; el primer subperíodo se caracterizó por tasas de interés fijadas, mientras que el segundo subperíodo por tasas de interés libres.

En esta sección se presentarán los resultados obtenidos para datos trimestrales; los correspondientes a datos mensuales y anuales serán expuestos en el Apéndice. Todas las regresiones fueron estimadas por el método de mínimos cuadrados simple.

La serie de tasa de interés nominal utilizada corresponde a la tasa nominal pasiva a plazo fijo a 30 días trimestralizada. La tasa de inflación observada se la obtuvo del nivel general de precios mayoristas y la esperada de aplicar a la tasa observada un modelo autorregresivo con los coeficientes declinando exponencialmente (modelo de expectativas adaptativas) 2/ para un valor del parámetro $\phi = 0,05$. La serie de dinero utilizada corresponde a la definición M_1 , es decir circulante más depósitos que no devengan interés. Para calcular la tasa esperada de cambio en el stock de dinero se utilizaron expectativas adaptativas, con un valor de $\phi = 0,5$ para el caso trimestral. El valor del parámetro ϕ fue obtenido de aplicar promedio móvil de orden 1 a la tasa de cambio del stock de dinero 3/. Las series utilizadas, en todos los casos, son series continuas.

VERIFICACION DE LOS MODELOS CON TASAS NOMINALES DE INTERES

Los resultados obtenidos de regresar los modelos (1), (2) y (3) (efecto impacto) se exponen en la Tabla 1. En la Tabla 2 se presentan los resultados de los modelos (5) y (6) (efecto intermedio y de precios anticipados).

EFECTO IMPACTO (Tabla 1)

Como ya se dijo anteriormente, el efecto impacto puede dividirse en dos efectos: liquidez (Modelo 1) y de fondos prestables (Modelo 2).

El efecto liquidez, que tiende a producir una relación negativa entre tasa de interés (i) y dinero (M), o entre el cambio en la tasa de interés (Δi) y \hat{M} , no pudo verificarse para el caso argentino. Aparentemente, el efecto Gibson (relación positiva entre i y P) superó la relación negativa que tiende a producir el efecto liquidez. Para el período total y para el primer subperíodo (en el nivel de la variable), si bien el coeficiente es estadísticamente significativo, tiene signo positivo, y el estadístico de Durbin-Watson (DW) indica una alta autocorrelación. Cuando se toma primeras diferencias, prácticamente desaparece la relación entre las series y el DW aumenta considerablemente. Ello pone en duda los resultados logrados en la regresión de los niveles. En el segundo subperíodo (para nivel y cambio), si bien los coeficientes son negativos, pero el cambio significativo, el coeficiente de correlación R^2 , es muy bajo, indicando una baja relación entre las series.

El efecto de fondos prestables, que tiende a producir una relación negativa entre tasa de interés y tasa de crecimiento del stock de dinero o bien entre Δi y $\Delta \hat{M}$ (aceleración del stock de dinero), tampoco pudo verificarse (Modelo 2). Es probable que este efecto sea cance-

TABLA 1

Estimación por mínimos cuadrados de los modelos (1), (2) y (3) con datos trimestrales para el período 1970-1982. Argentina. Variable dependiente: \dot{M}

Variables y Parámetros	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
	Modelo en las variables originales								
	Período Total	Primer Subper.	Segundo Subper.	Período Total	Primer Subper.	Segundo Subper.	Período Total	Primer Subper.	Segundo Subper.
Const. (α_0)	-0.059C	-0.093C	0.106B	0.024	0.007A	0.071C	-0.059C	-0.099C	0.107B
$\ln M_1$ (α_1)	0.006C	0.010C	-0.002				0.007C	0.011C	-0.002
\dot{M}_1 (α_2)				0.099C	0.104C	-0.020	0.006	-0.011	-0.017
R ²	0.746	0.821	0.044	0.159	0.489	0.020	0.747	0.823	0.057
DW	0.472	0.305	0.757	0.331	0.405	0.684	0.491	0.291	0.714
Modelo en primeras diferencias									
Const. (α_0)	0.004	-0.002	0.012B	0.001	-0.002B	-0.001	0.002	-0.002	0.012A
$\Delta \ln M_1$ (α_1)	-0.013	0.020C	-0.064C				0.004	0.023C	-0.064
$\Delta \dot{M}_1$ (α_2)				-0.029B	-0.011	-0.033	-0.027A	-0.022A	0.001
R ²	0.023	0.259	0.265	0.074	0.017	0.097	0.071	0.335	0.265
DW	1.691	2.006	1.507	1.739	1.302	1.639	1.939	1.867	1.50

Fuentes: Banco de Datos del Banco Central de la República Argentina.
 Nota: El primer subperíodo comprende I 1970 - II 1977 y el segundo subperíodo III 1977 - IV 1982.
 (A), (B) y (C): Significativamente diferente de cero al 5,1 y 0,5 por ciento respectivamente.

lado por el efecto intermedio que tiende a producir una relación positiva entre i y \hat{M}

Para el período total y primer subperíodo los coeficientes de \hat{M} son significativos pero positivos, el R^2 es bajo lo que indicaría una relación débil entre las series, el DW indica la presencia de alta autocorrelación. En primeras diferencias los coeficientes de \hat{M} se vuelven positivos (significativo el del período total) pero el R^2 es muy bajo (0,07 y 0,02 respectivamente).

Las correlaciones múltiples (Modelo 3) intentan verificar simultáneamente el efecto liquidez y de fondos prestables. El coeficiente de M capta el efecto liquidez y el de \hat{M} el efecto de fondos prestables.

En el modelo 3 los coeficientes significativos (en el nivel) son positivos. El R^2 es relativamente alto (no para el segundo subperíodo), pero el DW es muy bajo. En primeras diferencias desaparece casi toda la relación entre las series (el R^2 es 0,07 y 0,33 para el período total y subperíodo respectivamente). Para el segundo subperíodo ni en el nivel ni en el cambio R^2 es significativo.

Los datos para Argentina, trimestrales en el período 1970-1982 y por subperíodos (1970-77 y 1977-82), no evidencian una relación negativa entre i con M , \hat{M} o con ambas, como lo sugiere la teoría. Sucede lo mismo cuando se trabaja con datos mensuales. La relación entre estas series con datos anuales es muy alta, sin embargo los coeficientes significativos son positivos (Ver apéndice).

EFFECTO INTERMEDIO Y DE PRECIOS ANTICIPADOS (Tabla 2)

Estos efectos tienden a producir una relación positiva entre i y \hat{M} o bien entre Δi y $\Delta \hat{M}$.

TABLA 2

Estimación por mínimos cuadrados de los modelos (5) (variable dependiente: i) y (6) (variable dependiente: Δi) con datos trimestrales para el período 1970-1982. Argentina.

Variables y Parámetros	Modelo (5)		Variables y Parámetros	Modelo (6)	
	Período Total	Primer Subper.		Período Total	Primer Subper.
Const. (α_0)	0.015 ^A	-0.000	Const. (α_0)	0.002	0.002 ^A
\hat{R}_1, t (α_1)	0.027	0.036	$\Delta \hat{R}_1, t$ (α_1)	-0.043 ^C	-0.011
$\hat{R}_1, t-1$ (α_2)	-0.000	-0.003	$\Delta \hat{R}_1, t-1$ (α_2)	-0.036 ^A	0.014
$\hat{R}_1, t-2$ (α_3)	0.035	0.068	$\Delta \hat{R}_1, t-2$ (α_3)	0.026	0.045
$\hat{R}_1, t-3$ (α_4)	0.029	-0.008	$\Delta \hat{R}_1, t-3$ (α_4)	0.007	-0.013
$\hat{R}_1, t-4$ (α_5)	0.078 ^A	0.007 ^A			-0.002
$\sum \frac{\alpha_t}{T}$	0.169	0.1	$\sum \alpha_t$	-0.046	0.035
R ²	0.302	0.857	R ²	0.277	0.383
DW	0.351	0.632	DW	1.442	1.392
					0.001
					-0.084 ^C
					-0.094 ^C
					-0.008
					-0.002
					-0.186
					0.548
					1.438

Fuente: Banco de Datos B.C.R.A.

Nota: Primer Subperíodo: I 1970 - II 1977

Segundo Subperíodo: III 1977 - IV 1982

(A), (B) y (C): Significativamente diferente de cero al 5,1 y 0,5 por ciento respectivamente.

Al regresar i con los desfases de la tasa de cambio del stock de dinero (Modelo 5) se espera una relación negativa en los primeros desfases y una positiva en los últimos, pero que los valores positivos sean mayores que los negativos. Lo mismo se espera cuando se regresa Δi con $\sum \Delta M_{t-\tau}$

En el modelo 5 para el período total se observa el bajo valor del R^2 y del DW y sólo un coeficiente, el de \hat{M}_{t-4} , es significativo y positivo. Para el primer subperíodo el R^2 aumenta pero el DW sigue indicando autocorrelación y sólo un coeficiente, el \hat{M}_{t-4} , es significativo y positivo.

Para el segundo subperíodo el primer coeficiente es significativo, pero el R^2 y DW son muy bajos.

En primeras diferencias (Modelo 6) sólo mejoran los resultados del segundo subperíodo.

La sumatoria de los α_i , nos estaría indicando en el modelo 5, en cuánto cambia i ante un cambio en M al cabo de un año. Para el período total y primer subperíodo el cambio en i sería de 0,17 y 0,1 por ciento respectivamente mientras que para el segundo período i decrecería en 0,1 por ciento.

Para datos mensuales se aplican consideraciones similares a las trimestrales. Con datos anuales, los coeficientes son positivos y en su mayoría significativos, el R^2 es muy alto y la sumatoria de los α_i nos indicaría que un aumento de un 1 por ciento en M aumentaría la tasa de interés en 1,3 por ciento al cabo de 6 años (ver Apéndice).

VERIFICACION CON TASAS REALES DE INTERES

Los resultados de la estimación con tasas reales se exponen en la Tabla 3 como ya se señaló anteriormente, la tasa real de interés no es observada, por lo que debió ser estimada. Las tasas reales ex-post y ex-ante utilizadas en las regresiones se las obtuvo de restar a la tasa nominal pasiva la tasa de inflación observada (correspondiente a precios mayoristas) y esperada (calculado por el método de expectativas adaptativas) respectivamente; por ser series continuas 4/.

Básicamente se testaron tres hipótesis distintas. La primera intenta verificar el efecto de la tasa de cambio en el stock nominal de dinero sobre la tasa real. Considerando los tres efectos antes citados se espera que un cambio en \hat{M} afecte a la tasa real de la siguiente forma: i) el efecto impacto disminuya la tasa real de interés, ii) el efecto intermedio aumente la tasa real de interés hasta el nivel donde se encontraba previo al cambio, iii) el efecto precio no modifique la tasa real de interés.

Los resultados se exponen en la Tabla 3, modelo 7. Al estimar el modelo 7 se observa un mejor ajuste para los subperíodos, especialmente el segundo, que para el período total. Aparentemente hubo un desplazamiento de la función en el segundo subperíodo. Para los tres casos considerados se observa una relación negativa entre r^e y la sumatoria $\hat{M}_t - \tau$. La regresión para el período de tasas libres (segundo subperíodo) mejora notablemente ya que los coeficientes son significativos (salvo uno) y el R^e es muy alto. Se descarta también autocorrelación ya que el DW es de 2,08. En el caso del período total y

TABLA 3

Estimación por mínimos cuadrados de los modelos (7), (17) (variable dependiente: r^c y (14) (variable dependiente: r), para Argentina con datos trimestrales (1970-1982).

Variables y Parámetros	Modelo 7		Variables y Parámetros		Modelo 17*		Variables y Parámetros		Modelo 14	
	Total	Primer Subper.	Segundo Subper.	Total	Primer Subper.	Segundo Subper.	Total	Primer Subper.	Segundo Subper.	
Const. (α_0)	-0.015 ^B	0.008 ^A	0.047 ^C	-0.257	-9.4 ^C	-12.52	-0.016 ^A	-0.030 ^A	-0.016	
β_1, t (α_1)	-0.082 ^C	-0.156 ^C	-0.077 ^C	-0.001	-0.004 ^C	-0.002	0.222	0.164	0.412	
$\beta_1, t-1$ (α_2)	-0.079 ^B	0.027	-0.108 ^C	-0.002	0.001	0.006	0.775	0.266	0.266	
$\beta_1, t-2$ (α_3)	-0.025	-0.077	-0.034 ^A	0.002	-0.005	0.0056 ^C	0.605	0.882	0.202	
$\beta_1, t-3$ (α_4)	-0.043	-0.058	-0.037 ^A	0.0015	-0.0006	-0.0005	0.712 ^A	0.994	-0.063	
$\beta_1, t-4$ (α_5)	0.045	0.042	-0.008	-0.005 ^C	-0.0002	0.0054 ^C	0.742 ^A	0.474	0.119	
$\sum \alpha_i$	-0.184	-0.306	-0.264	-0.0005	-0.004	0.0091	-0.655 ^A	-1.329 ^A	-0.419	
R ²	0.484	0.865	0.911	0.265	0.654	0.882	0.405	0.456	0.363	
DW	0.266	0.601	2.08	0.523	0.119	2.54	0.118 ^{**}	-0.158 ^{**}	1.443 ^{**}	

Fuente: B.C.R.A.

Nota: Primer subperíodo: I 1970 - II 1977

Segundo subperíodo: III 1977 - IV 1982

(A), (B) y (C): Significativamente diferente de 0 al 5, 1 y 0,5% respectivamente.

* α^B está expresado en tanto por ciento.

** Se calculó el estadístico h, pero como α^B resultaron mayores que 1, se recurrió a otro método propuesto por Durbin (1970). Estos valores corresponden a $\hat{\rho}$ y se distribuyen como t de student.

primer subperíodo la autocorrelación es muy alta. La sumatoria de los α_i para el segundo subperíodo nos indicaría que ante un aumento de la tasa de crecimiento de M de un 1 por ciento la tasa real ex-ante disminuiría en un 0,26 por ciento en un año.

La segunda hipótesis corresponde a un modelo monetario que surge de la ecuación de Fisher. En este modelo la tasa real ex-post es igual a la tasa real ex-ante más los desajustes que surgen por errores en las expectativas en los mercados monetarios.

Los resultados se exponen en el modelo 14. Se observa para el período total y subperíodos una relación positiva entre r_t y r_{t-1} (proxy de r^e), sin embargo los coeficientes no son significativos. Los coeficientes de $\hat{M}^e - \hat{M}$, en el período total, son los 4 primeros positivos y el último negativo, siendo los tres últimos significativos. La sumatoria de los α_i nos indicaría que un desajuste en las expectativas de un 1 por ciento aumentaría la tasa real en un 2,4 por ciento. En el primer subperíodo sólo un coeficiente es significativo, ninguno en el segundo.

La tercera hipótesis (Modelo 17) intenta verificar si la tasa real de interés es un mecanismo de transmisión de la política monetaria ante cambios en los saldos monetarios reales. En general se sostiene que un incremento en los saldos monetarios reales disminuye la tasa real esperada, al menos temporariamente.

Observando la Tabla 3, modelo 17, resulta un mejor ajuste para los subperíodos que para el período total. Los R^2 aumentan notablemente para los subperíodos. Nos encontraríamos en este caso ante un desplazamiento de la función en los subperíodos. En el primer subperíodo, el único coeficiente significativo es negativo. Existe alta autocorrelación (DW = 0,12). En el segundo subperíodo

los coeficientes significativos son positivos, y la suma de los coeficientes positiva. No se observa como se esperaba una relación negativa entre r^e y $\frac{M}{P}$ ya que los coeficientes negativos no son significativamente distintos de cero. El DW aumenta notablemente para el segundo subperíodo.

CONCLUSION

El objeto de este trabajo ha sido determinar la influencia del sector monetario sobre la tasa nominal de interés.

Un punto de vista ampliamente aceptado en la teoría económica es que cambios en la tasa de crecimiento monetario no anticipados afectan a la tasa de interés nominal y real a través de los efectos impacto, intermedio y precios.

Existen dos argumentos teóricos contrastantes relacionados con la influencia de la política monetaria sobre la tasa real de interés. Uno de ellos afirma la neutralidad de la política monetaria sobre la tasa real de interés. Ella establece que las variables reales de la economía no son afectadas permanentemente por el crecimiento monetario. Un argumento teórico distinto conocido como la teoría de Mundell-Tobin, afirma que un crecimiento más rápido en la tasa de crecimiento monetario reducirá la tasa real de interés, vía aumento en la oferta de ahorro.

Las principales conclusiones obtenidas con relación a la tasa nominal de interés fueron las siguientes: no pudo detectarse un efecto impacto, ya sea un efecto liquidez o de fondos prestables, esto es una relación negativa entre la tasa nominal de interés con el stock de dinero, con su tasa de cambio o con ambas al mismo tiempo. El efecto liquidez estuvo aparentemente superado

por el efecto Gibson (relación positiva entre tasa de interés y precios). El efecto de fondos prestables pudo estar superado por el efecto intermedio, que tiende a producir una relación positiva entre la tasa de interés nominal y la tasa de cambio del stock de dinero. Tampoco pudo detectarse un efecto de precios anticipados. La relación entre i y $\sum \hat{M}_t - \tau$ (o Δ_1 y $\sum \Delta \hat{M}_t - \tau$) se mantiene baja (salvo para el primer subperíodo en el nivel), los coeficientes en su mayoría no son significativos y el Durbin-Watson indica alta autocorrelación (para el nivel).

En cuanto a los resultados obtenidos de los modelos con tasas reales de interés, observamos que la tasa real ex-ante está muy bien explicada para el período de tasas libres (segundo subperíodo) 5/ por los desfases de la tasa de crecimiento del stock de dinero y de los saldos monetarios reales.

Ha resultado más difícil tratar de explicar la tasa real ex-post. La tasa real ex-post es, por definición, la tasa real ex-ante más la discrepancia entre la tasa de inflación esperada y observada. Si esta discrepancia es muy grande y fluctuante, la tasa real ex-ante diferirá bastante de la ex-post. Tal es el caso de Argentina donde la correlación entre las tasas reales es de 0,24. Sin duda para explicar las fluctuaciones en la tasa real ex-post, no basta explicar la tasa real ex-ante sino que debe explicarse también la diferencia entre la tasa de inflación esperada y observada. No es suficiente regresar la tasa real ex-post, con la diferencia entre la tasa de inflación esperada y observada y las variables que explican la tasa real ex-ante 6/. Para Argentina se propuso la diferencia entre la tasa de crecimiento del stock de dinero esperada y observada como una proxy de la tasa de inflación esperada y observada, pero no tuvo ésta un buen poder explicativo de la tasa real ex-post.

Por otro lado se trató de explicar la tasa real ex-post (r_t) con esta tasa desfasada un período (r_{t-1}) más la diferencia entre la tasa de crecimiento del stock de dinero esperada y observada. La tasa real ex-post desfasada (r_{t-1}) no fue significativa. En trabajos posteriores se regresará r_t con r_{t-1} , r_{t-2} , . . . más la parte que explica las fluctuaciones de $p_t^e - p_t$, ya que la teoría de la eficiencia de mercado de capitales se aplica a r_t^e (Fama, E. F. 1976).

NOTAS

- 1/ El coeficiente de variación (desvío estándar sobre la media aritmética) para los datos trimestrales (1970-1982) en Argentina y por subperiodos (I 1970 - II 1977 y III 1977 - IV 1982) se exponen a continuación:

Series	1970-1982	I 1970 - II 1977	III 1977 - IV 1982
i	0.626	0.697	0.197
r	-1.989	-1.582	-3.431
r ^e	-1.394	-0.992	-2.841
p	0.777	1.022	0.482
p ^e	0.577	0.818	0.214
M̂	0.589	0.688	0.461
M̂ ^e	0.507	0.564	0.445
M̂ ^e -M̂	-0.768	-0.692	-0.842

- 2/ La serie de expectativas se calculó haciendo uso del siguiente modelo:

$$(1 A) \quad p_t^e = \sum_{\tau=0}^{\infty} \phi (1 - \phi)^{\tau} p_{t-\tau}, \quad 0 \leq \phi \leq 1$$

- 3/ Una forma alternativa de construir la serie $\hat{M} - \hat{M}^e$ fue propuesta por Makin (1982). Este autor propone construir dicha serie empleando los residuos de un modelo ARMA de la tasa de crecimiento del stock de dinero. Las sorpresas monetarias, $\hat{M} - \hat{M}^e$, son la diferencia entre la tasa actual (trimestral) y la tasa de crecimiento predicha basada en una predicción de los tres meses correspondientes al trimestre a predecir.

- 4/ En caso de series discretas las tasas reales de interés ex-ante y ex-post deberían ser calculadas de la siguiente forma:

$$(2 A) \quad r^e = \frac{1+i}{1+p^e} - 1$$

$$(3 A) \quad r = \frac{1+i}{1+p} - 1$$

- 5/ El segundo subperiodo considerado, no tuvo en realidad una sola política económica. En 1981 se producen importantes cambios en la política económica implantada en 1977.

- 6/ Partiendo de la ecuación (4 A)

$$(4 A) \quad i_t^e = \alpha_0 + \sum_{\tau=0}^n \beta_{\tau} \hat{M}_{t-\tau} + \gamma p_t^e$$

$$(5 A) \quad i_t - p_t = \alpha_0 + \beta_{\tau} \sum \hat{M}_{t-\tau} + \gamma p_t^e - p_t$$

$$(6 A) \quad r_t = \alpha_0 + \sum \beta_{\tau} \hat{M}_{t-\tau} + \gamma (p_t^e - p_t)$$

NOTAS (CONT.)

si p^e explica bien i , tiene poco sentido agregar p . Si p^e no explica i entonces todo es error, que ya está incorporado en r , por lo que se debe tratar de explicar $p_t^e - p_t$.

Por definición la tasa real ex-post es:

$$(7 A) \quad r_t = r_t^e + (p_t^e - p_t)$$

Para poder explicar la tasa real ex-post se deben buscar los determinantes de r_t^e y $p_t^e - p_t$.

Se realizó para Argentina la estimación de los modelos (4 A) y (5 A) para el período III 1977 - IV 1982 con datos trimestrales. Los modelos a estimar fueron los siguientes

$$(7 A) \quad i_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t^e$$

$$(8 A) \quad i_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t^e + \sum_{\tau=0}^n \beta_{\tau} \hat{A}_{t-\tau}$$

$$(9 A) \quad r_t = \alpha_0 + \alpha_1 (p_t^e - p_t) + \sum_{\tau=0}^n \beta_{\tau} \hat{A}_{t-\tau}$$

Los resultados obtenidos fueron:

$$(7' A) \quad i_t = 0.046 + 0.285 p_t^e$$

(3.54) (1.633)

$$R^2 = 0.117 \quad DW = 1.08$$

$$(8' A) \quad i_t = 0.043 + 1.095 p_t^e - 0.048 \hat{A}_t - 0.111 \hat{A}_{t-1} - 0.037 \hat{A}_{t-2} -$$

(3.19) (4.07) (-3.11) (-4.7) (-1.79)

$$- 0.041 \hat{A}_{t-3} - 0.004 \hat{A}_{t-4}$$

(-1.82) (-0.17)

$$R^2 = 0.778 \quad DW = 1.95$$

$$(9' A) \quad r_t = 0.048 + 1.028 (p_t^e - p_t) - 0.075 \hat{A}_t - 0.108 \hat{A}_{t-1} - 0.035 \hat{A}_{t-2} -$$

(7.25) (18.14) (-3.94) (-5.52) (-1.7)

$$- 0.037 \hat{A}_{t-3} - 0.014 \hat{A}_{t-4}$$

(-1.72) (-0.57)

$$R^2 = 0.979 \quad DW = 1.85$$

Se observa que $\sum \hat{A}_{t-\tau}$ explica gran parte de i (8' A) que no es explicada por p_t^e (7' A), incluso el coeficiente de p_t^e toma el valor esperado, próximo a 1, y aumenta su significación. Al agregar la inflación observada (p_t) (9' A) mejora la estimación. Lo que queda por explicar son la fluctuaciones en $p_t^e - p_t$.

APENDICE

En el Apéndice se incluirán los resultados de los modelos citados en el texto, pero con datos mensuales (1970-1982) y con datos anuales. Para los datos mensuales se consideraron dos subperíodos (enero 1970 - junio 1977 y julio 1977 - diciembre 1982).

En la Tabla 1 A se exponen los modelos (1), (2) y (3). En la Tabla 2 A los modelos (5) y (6), todos estos tienen como variable dependiente la tasa de interés nominal.

Los modelos que tienen como variable dependiente la tasa real ex-ante (modelos (7) y (17)) se exponen en el cuadro 3 A. En el Cuadro 4 A se expone el modelo (14) que tiene como variable dependiente la tasa real ex-post.

TABLA 1A

Estimación por mínimos cuadrados simple de los modelos (1), (2) y (7) para Argentina con datos anuales y mensuales (1950-1982).

Variables y Parámetros	A N U A L											
	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3					
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Total	Primer Subper.	Segundo Subper.	Total	Primer Subper.	Segundo Subper.	Total	Primer Subper.	Segundo Subper.
Const. (α_0)	0.086C	-0.027	0.014	-0.059C	-0.095C	0.106C	0.037C	0.017C	0.066C	0.059C	-0.099C	0.107C
$\ln \hat{R}_1$ (α_1)	0.081C		0.046C	0.011C	-0.002					0.007C	0.011C	0.010
\hat{R}_1 (α_2)		0.721C	0.364C				0.089C	0.147C	0.007	0.008	-0.016	-0.002
R ²	0.787	0.760	0.651	0.720	0.826	0.026	0.056	0.186	0.002	0.731	0.827	0.039
DW	0.409	1.481	1.061	0.157	0.147	0.265	0.146	0.314	0.258	0.165	0.212	0.272

Variable Dependiente: Δ_1												
Modelo	Total	Primer Subper.	Segundo Subper.	Total	Primer Subper.	Segundo Subper.	Total	Primer Subper.	Segundo Subper.	Total	Primer Subper.	Segundo Subper.
Const. (α_0)	-0.019	0.029A	-0.027	0.000	-0.000	-0.00	0.000	0.001A	-0.000	0.000	-0.00	0.000
$\Delta \ln \hat{R}_1$ (α_1)	0.127C		0.155	0.005	0.019C	-0.001				0.004	0.017B	-0.004
$\Delta \hat{R}_1$ (α_2)		-0.025	-1.575A				0.003	0.012B	0.001	0.001	0.004	0.003
R ²	0.229	0.003	0.293	0.004	0.099	0.000	0.003	0.054	0.000	0.004	0.103	0.001
DW	1.43	0.85	1.324	1.371	1.562	1.295	1.381	1.47	1.289	1.393	1.553	1.306

Fuente: Datos mensuales: BCHA. Datos Anuales: Gaba, Ernesto, Ensayos Económicos N° 19, setiembre de 1981.

Nota: El período anual comprende 1950-1980, el mensual 1970-1982; el primer subperíodo enero 1970-junio 1977 y el segundo subperíodo julio 1977 - Diciembre 1982 (series sin desestacionalizar).

(A), (B) y (C): Significativamente diferente de 0 al 5.1 y 0.5% respectivamente.

TABLA 2A

Estimación por el método de mínimos cuadrados simple de los modelos (5) (variable dependiente: Δ) y modelo (6) (variable dependiente: Δ) para datos anuales y mensuales para Argentina (1950-1982)

Variables y Parámetros	M e n s u a l			M e n s u a l		
	Annual	Primer Subper.	Segundo Subper.	Annual	Primer Subper.	Segundo Subper.
Const.	-0.149C	0.002	0.082C	0.156	0.000	0.001A
$\hat{M}_{1,t}$	0.035	-0.033	0.028	-0.072	-0.003	0.007
$\hat{M}_{1,t-1}$	0.222C	0.040	-0.019	0.255	-0.017	-0.022
$\hat{M}_{1,t-2}$	0.347C	0.035	-0.022	0.563C	-0.03B	-0.016
$\hat{M}_{1,t-3}$	0.061	0.038	-0.039	0.945C	-0.04C	-0.004
$\hat{M}_{1,t-4}$	0.192A	0.053A	-0.038	0.976C	0.016	-0.037
$\hat{M}_{1,t-5}$	0.648	0.022	-0.028	0.749A	-0.01	0.036
$\hat{M}_{1,t-6}$	0.019	0.018	-0.029	0.027A	0.04C	-0.014
$\hat{M}_{1,t-7}$	0.052	0.035	-0.011	0.02	0.03B	0.014
$\hat{M}_{1,t-8}$	0.058A	0.054	-0.014	0.027A	0.02	0.008
$\hat{M}_{1,t-9}$	0.06A	0.020	-0.018	0.008	0.01	0.026
$\hat{M}_{1,t-10}$	0.056	0.015	-0.027	-0.002	-0.007	0.009
$\hat{M}_{1,t-11}$	0.065A	0.051A	-0.019	-0.004	-0.035B	0.001
$\hat{M}_{1,t-12}$	0.06	0.126C	-0.038			
$\sum \alpha_1$	1.307	1.041	0.466	3.416	0.001	0.06
R ²	0.977	0.268	0.779	0.690	0.136	0.162
DW	1.472	0.077	1.204	0.68	1.44	1.427

Fuente: Ver fuentes Tabla 1A.
Nota: Ver notas Tabla 1A.

TABLA 2A

Estimación por el método de mínimos cuadrados simple de los modelos (7) y (17)
 (variable dependiente: r^e) para datos anuales y mensuales
 para Argentina (1950-1982)

Variables y Parámetros	H e n s u a l			Variables y Parámetros			M e n s u a l *		
	Annual	Total	Primer Subper.	Const.	(α_1)	Annual	Total	Primer Subper.	Segundo Subper.
Const.	-0.096 ^C	-0.016 ^C	-0.018 ^C	Const. (α_0)	(α_0)	-0.112 ^C	-7.03	-8.68	-12.31
$\beta_{1,t}$	-0.095 ^B	-0.089 ^C	-0.121 ^C	$\frac{M}{P}$ t	(α_1)	0.079	0.0005	0.0031 ^B	-0.002 ^A
$\beta_{1,t-1}$	0.217 ^C	-0.069 ^B	-0.032	$\frac{M}{P}$ t-1	(α_2)	0.334 ^A	0.0002	0.0006	0.000
$\beta_{1,t-2}$	1.352 ^C	0.001	-0.038	$\frac{M}{P}$ t-2	(α_3)	-1.401 ^C	-0.0001	0.0003	-0.0004
$\beta_{1,t-3}$	-1.593 ^C	0.002	-0.034	$\frac{M}{P}$ t-3	(α_4)	1.102 ^A	0.0001	0.0000	0.0005
$\beta_{1,t-4}$	1.24 ^C	0.005	-0.009	$\frac{M}{P}$ t-4	(α_5)	-0.024	0.0007	0.0003	0.0013
$\beta_{1,t-5}$	-0.867 ^B	0.007	-0.009	$\frac{M}{P}$ t-5	(α_6)	0.191	0.0005	-0.0002	0.0013
$\beta_{1,t-6}$	0.011	0.009	0.074 ^B	$\frac{M}{P}$ t-6	(α_7)		0.0003	-0.0008	0.0016
$\beta_{1,t-7}$	0.012	0.007	0.074 ^B	$\frac{M}{P}$ t-7	(α_8)		0.0006	0.0061	0.0018
$\beta_{1,t-8}$	0.009	0.004	0.081 ^B	$\frac{M}{P}$ t-8	(α_9)		0.0003	0.0005	0.000
$\beta_{1,t-9}$	0.009	0.005	0.068 ^A	$\frac{M}{P}$ t-9	(α_{10})		0.0004	-0.0002	0.0002
$\beta_{1,t-10}$	0.009	0.005	0.08 ^B	$\frac{M}{P}$ t-10	(α_{11})		-0.0007	-0.0005	-0.0005
$\beta_{1,t-11}$	0.011	0.008	0.026	$\frac{M}{P}$ t-11	(α_{12})		0.002	-0.0004	0.0009
$\beta_{1,t-12}$	0.014	0.007	0.09	$\frac{M}{P}$ t-12	(α_{13})		-0.0036 ^B	-0.0003	0.0044 ^C
$\sum \alpha_i$	0.25	-0.068	-0.27	$\sum \alpha_i$		1.282	-0.0006	0.000	0.0310
R ²	0.905	0.114	0.369	R ²		0.775	0.221	0.637	0.819
DW	2.256	0.142	0.266	DW		1.666	0.134	0.085	0.792

Fuente: Ver Fuente Tabla 1A.
 Nota: Ver notas Tabla 1A.
 * La variable dependiente r^e se encuentra expresada en tanto por ciento.

TABLA 4A

Estimación por el método de mínimos cuadrados simples del
 Modelo (14) (variable dependiente: r) para datos
 anuales y mensuales para Argentina (1950-1982)

Variable Y Parámetro	Anual	Mensual		
		Total	Primer Subper.	Segundo Subper.
Const. (α_0)	-0.045	-0.009 ^A	-0.014 ^A	-0.005
r_{t-1} (α_1)	-0.011	0.587 ^C	0.056 ^C	0.499 ^C
$(\hat{M}^e - \hat{M})_t$ (α_2)	0.599	0.039	0.113	-0.252 ^A
$(\hat{M}^e - \hat{M})_{t-1}$ (α_3)	-5.328 ^C	-0.147	-0.290	-0.08
$(\hat{M}^e - \hat{M})_{t-2}$ (α_4)	-4.648 ^C	-0.107	-0.148	-0.177
$(\hat{M}^e - \hat{M})_{t-3}$ (α_5)	-0.946	-0.221 ^A	-0.376	-0.125
$(\hat{M}^e - \hat{M})_{t-4}$ (α_6)	-0.788	-0.128	-0.108	-0.038
$(\hat{M}^e - \hat{M})_{t-5}$ (α_7)	-1.685	-0.105	-0.061	-0.083
$(\hat{M}^e - \hat{M})_{t-6}$ (α_8)		-0.279 ^C	-0.74 ^C	-0.201
$(\hat{M}^e - \hat{M})_{t-7}$ (α_9)		-0.186 ^A	-0.389	-0.278 ^A
$(\hat{M}^e - \hat{M})_{t-8}$ (α_{10})		-0.142	-0.281	-0.207
$(\hat{M}^e - \hat{M})_{t-9}$ (α_{11})		-0.014	0.104	-0.168
$(\hat{M}^e - \hat{M})_{t-10}$ (α_{12})		0.008	0.183	-0.078
$(\hat{M}^e - \hat{M})_{t-11}$ (α_{13})		0.021	0.042	-0.152
$(\hat{M}^e - \hat{M})_{t-12}$ (α_{14})		-0.016	0.000	0.229
$\sum \alpha_i$	-12.79	-1.197	-1.229	-1.01
R ²	0.7594	0.453	0.515	0.482
DW	2.051	1.863	1.662	2.001

Fuente: Ver fuente Tabla 1A.

Nota: Ver notas Tabla 1A.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Baliño Tomás "Determinantes de la tasa de interés Argentina 1977-1979" Monetaria, Vol III, N° 2 (1979): 211-225.
- Blejer, Mario. "Money and the Nominal Interest Rate in an Inflationary Economy an Empirical Test" Journal of Political Economy 86 (1978): 529-534.
- Brown, W. y Santoni, G.: "Monetary Growth and the Timing of Interest Rate Movements". Review-Federal Reserve Bank of St. Louis. Vol. 65, N° 7 (agosto/septiembre 1983): 16-25.
- Durbin, J.: "Testing of serial correlation in leastsquare regression when some of the regressors are lagged dependent variables". Econométrica 38 (mayo 1970): 410-421.
- Fama, Eugene F.: Foundations of Finance, USA. Blackwell, 1976.
- Fisher, Irving: The Theory of Interest, New York: Kelly Editor. 1961.
- Friedman, M. y Schwartz, A.: Monetary trends in the United States and the United Kingdom. Chicago: National Bureau of Economic Research, 1982.
- García, Valeriano: "Tasas de Interés, Política Monetaria y Gasto Público - Una visión global de los recientes casos de Argentina, Chile, México y Uruguay". Ensayos 49 (enero 1984).
- Hafer, R.W. y Hein, S.E.: "Monetary Policy and Short - Term Real Rates of Interest". Review - Federal Reserve Bank of St. Louis (marzo 1982): 13-19.
- Makin, John H.: "Real Interest, Money Surprises, Anticipated Inflation and Fiscal Deficits". Review-Federal Reserve of St. Louis (agosto 1983) 374-384.
- Santoni, G. y Stone C.: "The Fed And The Real Rate in an Inflationary Economy: an Empirical Test". Review-Federal Reserve Bank of St. Louis (diciembre 1982): 8-18.
- Santoni, G. y Stone, C.: "What Really Happened to Interest Rates? A longer-run Analysis". Review-Federal Reserve Bank of St. Louis. (noviembre 1981): 3-14.