

# COMPORTAMIENTO DE LOS AGREGADOS MONETARIOS Y DETERMINACION DEL TIPO DE CAMBIO EN CUATRO PAISES CON INFLACION CRONICA

Alvaro Saieh B.\*

## EXTRACTO

Este artículo se refiere a la determinación del tipo de cambio en cuatro países con inflación crónica. Los resultados empíricos para estos países altamente inflacionarios tienden a apoyar las implicancias del enfoque monetario de la determinación del tipo de cambio.

## ABSTRACT

This paper deals with the exchange rate determination in four chronically inflationary countries. The empirical results for this highly inflationary countries tend to support the implications of the monetary view of exchange rate determination.

\*Profesor e investigador del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile.

Deseo agradecer a los profesores Larry Sjaastad y Arnold C. Hargerber de la Universidad de Chicago por valiosos comentarios y sugerencias, y a Julio Acevedo por su colaboración estadística.

## COMPORTAMIENTO DE LOS AGREGADOS MONETARIOS Y DETERMINACION DEL TIPO DE CAMBIO EN CUATRO PAISES CON INFLACION CRONICA

Alvaro Saieh B.

Este artículo se ocupa de un grupo de países que han experimentado altas tasas de crecimiento monetario por períodos prolongados. Estas altas tasas fueron el motivo por el cual Argentina, Brasil, Chile y Uruguay no pudieron mantener un tipo de cambio estable por períodos largos. En algunos casos, existió por corto tiempo tipo de cambio fijo; en otros, se siguió un cambio reptante. En lo que sigue se examinarán las tasas de crecimiento de los agregados monetarios y se las pondrá en el contexto de un modelo de determinación del tipo de cambio. Aprovechando estos casos extremos de crecimiento monetario, se hará una comprobación empírica de las implicancias del enfoque monetario de la determinación del tipo de cambio. Se desea conocer la significación estadística de variables como el ingreso real, la oferta de dinero, y la inflación en la determinación del tipo de cambio, así como el signo y tamaño de la relación estadística entre el tipo de cambio y esas variables. Para ello, se usará un modelo de determinación del tipo de cambio similar a los usados por Bilson (1978a, 1978b) y Dornbush (1978).

### 1. EL COMPORTAMIENTO DE LOS AGREGADOS MONETARIOS

Los cuatro países considerados en este trabajo han vivido en inflación permanente. En este sentido, el caso chileno es sobresaliente, puesto que su historia de inflación dura ya más de un siglo. Adicionalmente, la tasa anual de inflación en todos estos países han experimentado amplias variaciones.

El cuadro 1 muestra las tasas de aumento de las variables monetarias para los períodos analizados. En general, el período estudiado es representativo, ya que no presenta situaciones inusuales. Dado el crecimiento experimentado en las variables monetarias, ninguno de esos países mantuvo un tipo de cambio fijo durante períodos largos. Varios tipos de controles cambia-

rios se adoptaron a fin de evitar el agotamiento de las reservas, pero, finalmente, la devaluación fue inevitable. En algunos casos mini-devaluaciones, fueron usadas para validar los aumentos en la cantidad de dinero. En este sentido, estos países pueden considerarse casi un tipo de cambio flexible, aun si éste fue fijo por algún tiempo, dado que de hecho esa estabilidad fue de corta vida.

**CUADRO 1**  
**TASAS DE CRECIMIENTO DE LOS AGREGADOS MONETARIOS**  
**EN CUATRO PAISES CRONICAMENTE INFLACIONARIOS<sup>a</sup>**  
*(promedios anuales)*

	$\frac{\Delta \text{IPC}}{\text{IPC}^b}$	$\frac{\Delta M_1}{M_1}$	$\frac{\Delta M_2}{M_2}$	$\frac{\Delta C}{C}$	$\frac{\Delta C}{M_2}$	$\frac{\Delta X}{X}$	$\frac{\Delta R}{R}$	$\frac{\Delta R}{M_2}$
Argentina (1955-75)	35,2	37,4	36,8	36,9	41,4	36,2	33,8	2,9
Brasil (1963-77)	33,5	40,9	42,4	47,2	55,9	26,6	62,6	0,1
Chile <sup>c</sup> (1955-70)	28,1	36,8	37,3	40,0	79,2	30,8	44,7	11,5
Uruguay (1960-76)	54,0	40,5	44,9	35,5	56,1	46,1	161,6	19,4

( $\Delta \text{IPC}/\text{IPC}$ ): Tasa de cambio en los precios  
( $\Delta X/X$ ): Tasa de cambio del tipo de cambio

<sup>a</sup>Fuente: E.F.I.

<sup>b</sup>Estas tasas de cambio eran casi idénticas a las del IPM y al deflactor del producto.

<sup>c</sup>Fuente: Banco Central de Chile.

Como se ve en el cuadro 1, el crecimiento de ambos conceptos de oferta de dinero son muy similares, y también muy similares al crecimiento del crédito. Dado que la cantidad de dinero es uno de los determinantes más importantes del tipo de cambio, como se verá más adelante, la tasa de crecimiento del último fue muy similar al del primero. En general, se puede afirmar que el crecimiento del crédito, validado en el tipo de cambio, ha sido la fuente de crecimiento monetario. El crecimiento de las reservas no es explicativo del crecimiento monetario, y se debió, en parte, a la política de endeudamiento del Banco Central y de la revaluación de activos internacionales de éste, principalmente, el oro.

## 2. EL MODELO

La primera ecuación del modelo representa la visión monetaria de la determinación del tipo de cambio.

$$X_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (1)$$

Donde  $X$  es el tipo de cambio (moneda local/dólar norteamericano),  $P$  es el nivel de los precios del país en cuestión, y  $P^*$  es el nivel de precios del país con el cual se está comparando, en este caso el de E.E.UU. Es importante señalar que la ecuación (1) es simplemente una forma de representar la paridad del poder de compra. Indica que los niveles de precios entre dos países son iguales, cuando se las expresa en una moneda común al tipo de cambio de equilibrio. Esto significa que el tipo de cambio de equilibrio iguala los niveles de precios, y, consecuentemente, iguala el poder de compra de las monedas. Lo anterior es una condición necesaria de equilibrio de largo plazo en los mercados monetarios de cada país.

El cuadro 2 muestra que la relación (1) se cumple en los países analizados. En éste se ve que el tipo de cambio fue homogéneo de grado uno, tanto en los precios internos como externos, con la excepción de Chile, donde el  $\ln IP^*$  aparece con un coeficiente menor, aunque no estadísticamente significativo.

CUADRO 2

PARIDAD DEL PODER DE COMPRA EN CUATRO PAISES  
CRONICAMENTE INFLACIONARIOS  
(radios "t" entre paréntesis)

$\ln (X_t)^a$	$\ln IP$	$\ln IP^*$	$R^2$	D.W.
Argentina	1,023 (29,8 )	1,044 (61,2 )	96	1,4
Brasil	0,965 (59,5 )	0,963 (69,3 )	98	1,6
Chile	1,076 (8,8)	-0,151 (0,1 )	99	1,3
Uruguay	0,975 (19,5 )	-0,967 (30,8 )	98	1,6

<sup>a</sup>Variable dependiente: logaritmo del tipo de cambio.

La segunda ecuación del modelo corresponde a la demanda por saldos monetarios reales:

$$m_t^d = k y_t^\alpha e^{-\beta \pi_t^e} \quad (2)$$

donde  $m^d$  es la demanda por saldos monetarios reales,<sup>1</sup>  $y$  es el ingreso real,  $\alpha$  es la elasticidad ingreso de la demanda por dinero,  $\pi^e$  son las expectativas de inflación y, finalmente,  $\beta$  es la semielasticidad inflación de la demanda por dinero. Esta especificación de la demanda por dinero es general y permitirá el examen de la relación entre el tipo de cambio de un país con su ingreso real y con sus expectativas inflacionarias. Debe señalarse que en vez de la inflación esperada podría usarse la tasa de interés nominal esperada. Sin embargo, las estadísticas de tasa de interés nominal no son confiables, puesto que los países analizados recurrieron a la fijación de éstas por períodos prolongados. En tal sentido, la tasa de inflación es la mejor medida disponible del costo de mantener dinero. Para la solución del modelo, es más conveniente expresar la ecuación (2) en términos de la demanda por saldos monetarios nominales:

$$M_t^d = k y_t^\alpha e^{-\beta \pi_t^e} \cdot P_t \quad (3)$$

la cuarta ecuación representa el equilibrio del mercado monetario:

$$M_t^d = M_t \quad (4)$$

Combinando la ecuación (4) con la (3), y resolviendo el sistema para  $P$ , se obtiene:

$$P_t = \frac{M_t}{k y_t^\alpha e^{-\beta \pi_t^e}} \quad (5)$$

Resolviendo la ecuación (1) para los precios ínteros:

$$P_t = X_t P_t^* \quad (6)$$

lo cual representa la paridad del poder de compra. Combinando (5) con (6) se llega a:

$$X_t \cdot P_t^* = \frac{M_t}{k y_t^\alpha e^{-\beta \pi_t^e}} \quad (7)$$

<sup>1</sup>La cual puede ser definida en base a  $M_2$  o a  $M_1$ .

El lado izquierdo de la paridad está compuesto por el tipo de cambio nominal multiplicado por el nivel de precios del otro país. Pudo haberse mantenido  $P^*$  en el lado derecho de la ecuación, y quizá sustituirlo por su equivalente (5), tal como se hizo con  $P$ . Sin embargo, en orden de que el lado derecho de la ecuación incluyera sólo las variables del país "local", se dejó  $P^*$  en el primer término.

La ecuación (7) indica que el tipo de cambio multiplicado por los precios *foráneos* dependerá directamente de la oferta de dinero del país, en una relación uno a uno. Se espera que los resultados empíricos muestren un coeficiente de relación entre estas variables positivo y estadísticamente no diferente de uno. Además, se espera que el coeficiente del ingreso sea negativo y su valor sea, en general, igual a los de elasticidad ingreso encontrados en las estimaciones de demanda de dinero. Debe señalarse que esta conclusión es opuesta a la de los modelos keynesianos simples, en los cuales se espera que esta relación sea positiva. En éstos se supone que un aumento del ingreso conduce a un aumento de las importaciones y a una disminución de las exportaciones, por lo que, el tipo de cambio debe devaluarse para alcanzar el nuevo equilibrio.

En el modelo monetario, por el contrario, se espera una relación negativa. Ello, porque, cuando aumenta el ingreso, la demanda real por dinero también crece, y si la oferta de dinero está constante, el aumento en la demanda producirá presiones deflacionarias como medio de que los saldos monetarios reales aumenten y se restablezca el equilibrio. Es decir, una revaluación del tipo de cambio, y no una devaluación, como respuesta correcta al crecimiento del ingreso.

Respecto a las expectativas inflacionarias, se cree que éstas presenten una relación positiva con el tipo de cambio. Además, se espera que el coeficiente de esta relación sea de similar tamaño a los encontrados en las estimaciones de demanda por dinero.

Son estas implicancias del modelo monetario las que se examinarán, usando las ricas experiencias que proveen los países seleccionados.

### 3. ESTIMACION DEL MODELO

#### Consideraciones generales

En esta parte se estimará el modelo monetario de la determinación del tipo de cambio. Dado que no se pondrán restricciones *a priori* a las estimaciones del modelo, los resultados que se obtengan deberían mostrar el signo y nivel de los coeficientes de los determinantes del tipo de cambio.

La información se obtuvo de las EFI. Sin embargo, en el caso de Chile, éstas no tenían toda la información disponible. Para ello, se usó información adicional de fuentes oficiales chilenas. El período seleccionado fue el más largo posible, dadas las restricciones de información, con excepción de Chile. En este último caso, información post 1970 no se consideró debido a los importantes cambios económicos que tuvieron lugar en el período, especialmente, en el sector externo. Por ejemplo, las tarifas se redujeron de un promedio cercano al 100 por ciento<sup>2</sup> a un 10 por ciento parejo. Además, un sistema generalizado de cuotas y depósitos previos existieron en la parte inicial de ese período, pasando posteriormente a una apertura casi total.

### 3.1. La ecuación estimada

La ecuación (7) no fue estimada directamente: se estimó el logaritmo de una versión modificada. Dado que la información de precios corresponde a índices, la ecuación (1) debió escribirse como:

$$IX_t = \frac{IP_t}{IP_t^*} \quad (8)$$

donde I señala un índice. Hecha esta modificación la ecuación (7) queda en términos logarítmicos como:

$$\text{Ln} \{IX_t \cdot IP_t^*\} = A + \text{Ln} M_t - \alpha \text{Ln} y_t + \beta \pi_t^e \quad (9)$$

Esta será la ecuación usada para ver si el parámetro de  $\text{Ln} M_t$  es positivo y estadísticamente no distinto de uno; si el coeficiente de  $\text{Ln} y_t$  es negativo y no difiere en términos absolutos del rango de las elasticidades ingreso estimadas para la demanda por dinero; y si el coeficiente de  $\pi_t^e$  es positivo y no difiere en términos absolutos de las estimaciones de elasticidad costo de la demanda real por dinero.

### 3.2. La información

Varias estimaciones del modelo de determinación del tipo de cambio se presentarán en esta sección. Alternativamente,  $M_1$  y  $M_2$  serán consideradas, así como diferentes estimaciones de las expectativas de inflación.

La definición y la fuente de las variables usadas fue:

$X_t$  = Tipo de cambio promedio anual: Moneda local/dólar norteamericano. Fuente: EFI (1976).

<sup>2</sup>En 1973, la tarifa más alta era 600 por ciento.

- $P_t^*$  = Índice de Precio Promedio Anual del Consumo de los Estados Unidos. Fuente: EFI (1976).
- $M_{t1}$  = Dinero definido como los pasivos monetarios con el sector privado. Fuente: EFI (1976).
- $M_{t2}$  = Dinero total definido como pasivos monetarios y cuasi monetarios con el sector privado. Fuente: EFI (1976).
- $Y_t$  = Ingreso real promedio definido como Producto Interno Bruto en términos reales. Fuente: EFI (1976). En el caso de Chile, debido a que las EFI no presentan información para el período 1955-1959, se construyó una serie compatible con las anteriores en base a series no publicadas del Banco Central las que comienzan en 1960.
- $\pi_t^e$  = Tasa de inflación esperada. Tres medidas de inflación esperada se usarán. Estas se explican más adelante.

El período de tiempo considerado para cada país es el mismo en todas las estimaciones, y corresponde a los indicados en el cuadro 1.

### 3.3. Estimaciones del modelo que utiliza la inflación observada como inflación esperada

El cuadro 3 presenta la estimación del modelo, usando, como medida de la inflación esperada, la inflación observada. Estas estimaciones son estadísticamente satisfactorias y en general tienden a confirmar las hipótesis sugeridas por el modelo monetario. Así, en cada caso, los coeficientes de la variable monetaria, para ambas definiciones, no difieren estadísticamente de la unidad, y fueron altamente significativas. Por ello, sustentan la hipótesis de que el tipo de cambio es homogéneo de grado uno respecto al dinero nominal. El coeficiente del ingreso tuvo el signo esperado en todos los casos menos uno. Sin embargo, algunas de las estimaciones presentaron valores que pueden considerarse altos, comparados con aquellos usualmente obtenidos en estimaciones de la demanda por dinero (Goldfeld, 1973). En sólo dos de los casos en consideración, esos coeficientes fueron estadísticamente significativos. En el caso de los coeficientes de expectativas de inflación, se encontró que cinco de los ocho casos tienen el signo correcto, aunque, en general, éstos no fueron estadísticamente de importancia.

El bajo nivel de significación que se encontró para el coeficiente del ingreso y de las expectativas, en comparación del alto nivel del test "t" del coeficiente del dinero, sugiere la existencia de multicolinealidad entre el dinero y las dos primeras variables. Además, es probable que también existan problemas de medición en la variable de expectativas. Algunas medidas alternativas de inflación esperada se incluyen en las estimaciones que se presentan a continuación.



CUADRO 3

ECUACION ORIGINAL CON PRECIOS OBSERVADOS\*

Método de estimación: MCG

(radios "t" entre paréntesis)

	$\ln A$	$\ln M_{1t}$	$\alpha \ln y_t$	$\beta \pi_t^0$	$R^2$	D.W.
Argentina	5,2 (0,4)	1,1 (4,0)	-0,9 (0,5)	0,15 (0,5 )	94	1,0
Brasil	5,2 (1,2)	1,1 (3,9)	-0,8 (1,0)	0,11 (0,6 )	98	1,6
Chile	26,5 (1,5)	1,2 (5,8)	-2,7 (1,9)	-0,50 (2,1 )	99	1,6
Uruguay	12,5 (0,4)	0,9 (6,5)	1,1 (0,3)	0,54 (1,6 )	98	1,7
	$\ln A$	$\ln M_{2t}$	$\alpha \ln y_t$	$\beta \pi_t^0$	$R^2$	D.W.
Argentina	14,4 (1,2)	1,2 (4,7)	-2,4 (1,3)	0,18 (0,7 )	94	1,0
Brasil	5,6 (1,7)	0,9 (5,1)	-0,9 (1,4)	-0,14 (1,0 )	98	1,5
Chile	35,0 (1,7)	1,2 (4,7)	-3,5 (1,8)	-0,30 (1,1 )	99	1,4
Uruguay	27,5 (0,7)	1,1 (7,3)	-3,5 (0,8)	0,25 (0,8 )	98	2,1

\* $\pi_t^0$  = inflación observada.

3.4. Estimación que utiliza expectativas adaptativas

La inclusión de expectativas adaptativas en vez de la inflación observada no mejoró significativamente los parámetros del ingreso y el de las expectativas. Las estimaciones que se presentan en el cuadro 4 no difieren sustancialmente de las del cuadro 3. Probablemente, esto se debe a los mismos problemas antes mencionados.

Los países que se analizan presentan dos características en su proceso inflacionario: la persistencia y la variabilidad de la inflación. La persistencia de la inflación ha enseñado a los agentes económicos a protegerse contra ella, y también a reaccionar rápido a cambios en la tasa de inflación (Sjaastad

1974b). Si los agentes económicos reaccionan rápido ante cambios de la inflación, la introducción de expectativas adaptativas en lugar de la observada no mejorará los resultados. Esto se reflejó en que los coeficientes que maximizan la función de probabilidad en ambos casos fueron muy cercanos. Por otro lado, la introducción de expectativas adaptativas, dado la forma como ellas se calculan, tiende a suavizar los cambios en los precios esperados. Esto de hecho puede empeorar las estimaciones de inflación en países con períodos de relativa estabilidad y otros con gran variabilidad en la tasa de inflación. En otras palabras, un método de generación de expectativas que tiende a suavizar los valores a través de ponderarlos podría, en economías con períodos de inflación estable como en períodos con alta variabilidad, entregar tasas de inflación esperada que son estadísticamente inferiores a usar la inflación observada. Una solución a este problema se intenta en la siguiente sección.

CUADRO 4

ECUACION ORIGINAL CON EXPECTATIVAS DE PRECIOS ADAPTATIVAS\*

*Método de estimación: MCC*  
*(radios "t" entre paréntesis)*

	$\ln A$	$\ln M_{1t}$	$\alpha \ln y_t$	$\beta \pi_t^a$	$R^2$	D.W.
Argentina ( $\lambda = 0,9$ )	4,9 (0,4)	1,1 (3,8)	-0,9 (0,5)	0,18 (0,6 )	94	1,0
Brasil ( $\lambda = 0,9$ )	6,6 (1,9)	1,2 (5,0)	-1,1 (1,7)	0,41 (2,0 )	98	2,0
Chile ( $\lambda = 0,7$ )	10,8 (0,9)	1,0 (6,0)	-1,2 (1,0)	-0,4 (0,8 )	99	1,4
Uruguay ( $\lambda = 0,9$ )	-32,0 (1,0)	0,8 (6,0)	3,3 (0,9)	0,68 (2,1 )	98	1,9
	$\ln A$	$\ln M_{2t}$	$\alpha \ln y_t$	$\beta \pi_t^a$	$R^2$	D.W.
Argentina ( $\lambda = 0,9$ )	14,1 (1,2)	1,3 (4,6)	-2,4 (1,3)	0,21 (0,8 )	94	1,0
Brasil ( $\lambda = 0,9$ )	5,5 (1,8)	0,9 (5,4)	-0,8 (1,5)	0,08 (0,5 )	98	1,5
Chile ( $\lambda = 0,9$ )	35,4 (1,7)	1,2 (4,7)	-3,6 (1,8)	-0,40 (1,1 )	99	1,4
Uruguay ( $\lambda = 0,9$ )	7,6 (0,2)	1,0 (6,4)	-1,2 (0,3)	0,37 (1,1 )	99	2,5

\* $\pi^a$  = expectativas adaptativas de inflación.

### 3.5. Estimación del modelo que utiliza expectativas bayesianas

En esta parte, se usará para proyectar las expectativas de inflación un método bayesiano basado en la técnica de proyección de corto plazo de Harrison y Stevens (1971), la cual consiste en predecir el valor de una variable, cuantificando la probabilidad condicional de su comportamiento pasado y de los errores cometidos en las predicciones previas. Lo que se supone es que toda la información relevante para predecir el valor de una variable futura está contenida en observaciones pasadas. El modelo usado puede resumirse, siguiendo el trabajo de Harrison y Stevens (1971), como

$$d_t = \mu_t S_t + \epsilon_t (\epsilon \sim N(0, V_\epsilon)),$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_t + \gamma_t (\gamma \sim N(0; V_\gamma)),$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \delta_t (\delta \sim N(0; V_\delta))$$

$d_t$  = valor actual de la variable

$\mu_t$  = valor actual de la tendencia

$\beta_t$  = valor actual de la pendiente

$S_t$  = factor estacional actual

$\epsilon_t$  = ruido de observación

$\gamma_t$  = perturbación de la tendencia

$\delta_t$  = perturbación de la pendiente

y los componentes aleatorios  $\epsilon$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$  se suponen independientes y normalmente distribuidos con media cero y varianza conocida, aunque no necesariamente constante.

Modelos en los cuales tanto la tendencia como la pendiente están sujetas a procesos estocásticos han sido útiles para proyectar demandas. A pesar de que no se pretende entregar aquí una explicación completa de la técnica de Harrison y Stevens, debe señalarse que las principales ventajas de este método son, primero, que el modelo puede reconocer y responder en forma adecuada a errores transitorios y a cambios repentinos, tanto en la tendencia como en la pendiente; segundo, es verdaderamente adaptativa, tanto en la tendencia como en la pendiente, es decir, su sensibilidad aumenta cuando ocurren cambios y tiene una buena respuesta a los errores transitorios; ter-

zero, el modelo entrega no sólo una proyección puntual, sino una distribución paramétrica conjunta. El supuesto más fuerte de este método es que toda la información relevante para determinar la tasa esperada de inflación está incluida en las observaciones pasadas. Si bien, este raciocinio es análogo al de expectativas adaptativas, tiene como ventaja su gran flexibilidad dado que incorpora las variaciones en la tasa de inflación y utiliza los errores previos de predicción tal como se explicó anteriormente. Además, las variables generadas en esta forma son estadísticamente independientes de las otras variables explicativas. Con ello podría solucionarse el problema de multicolinealidad.

CUADRO 5

ECUACION ORIGINAL CON EXPECTATIVAS DE PRECIOS BAYESIANAS\*

Método de estimación: MCG

(radios "t" entre paréntesis)

	$\ln A$	$\ln M_{1t}$	$\alpha \ln y_t$	$\beta \pi_t^b$	$R^2$	D.W.
Argentina	11,0 (1,2)	1,2 (6,1)	-1,8 (1,3)	0,30 (0,6)	93	1,1
Brasil	3,5 (1,1)	1,0 (4,7)	-0,5 (0,9)	0,46 (2,3)	98	1,9
Chile	-0,4 (0,0)	0,9 (3,8)	-0,1 (0,1)	0,60 (2,0)	99	1,2
Uruguay	11,3 (0,4)	1,0 (9,9)	-1,6 (0,5)	0,56 (2,2)	98	1,7
	$\ln A$	$\ln M_{2t}$	$\alpha \ln y_t$	$\beta \pi_t^b$	$R^2$	D.W.
Argentina	21,5 (2,3)	1,5 (7,0)	-3,5 (2,4)	-0,29 (0,6)	94	1,1
Brasil	3,3 (1,1)	0,8 (5,0)	-0,5 (0,8)	0,37 (2,3)	98	1,4
Chile	13,5 (0,8)	1,0 (4,6)	-1,5 (0,9)	0,80 (2,8)	99	1,3
Uruguay	30,1 (1,6)	1,1 (14,1)	-3,7 (1,7)	0,40 (2,1)	98	2,0

\* $\pi_t^b$  = expectativas de inflación bayesianas.

El cuadro 5 presenta estimaciones del modelo de determinación del tipo de cambio, al utilizar expectativas bayesianas, lo cual mejoró significativamente los resultados. Los parámetros de  $M_1$  y  $M_2$  continúan siendo cercanos a la unidad y altamente significativos. Todos los parámetros del ingreso tienen el signo correcto, aunque varios de ellos no son significativos y algunos continúan siendo diferentes de los encontrados en las estimaciones de demanda de dinero. El parámetro de la inflación aumentó en casi todos los casos, lo que refleja una mayor sensibilidad del tipo de cambio a las expectativas inflacionarias, y fueron en general significativos. En resumen, la introducción de expectativas bayesianas mejoró notablemente las estimaciones, en especial el tamaño del coeficiente de expectativas. Sin embargo, persisten problemas en el tamaño y significación del parámetro del ingreso. Este problema se analizará en las secciones que siguen.

#### 4. MODIFICACION DE LA ECUACION

Dado que las estimaciones previas vigorosamente confirman que el parámetro del ingreso no es estadísticamente distinto de uno, se hizo una redefinición de la ecuación dejando como variables explicatorias sólo el ingreso real y la inflación esperada. Si existe multicolinealidad entre  $M$  e  $y$ , este cambio debería resolverla.

##### 4.1. Estimación de la ecuación modificada que utiliza la inflación observada como expectativas de inflación

La nueva forma a estimar que impone un coeficiente unitario para el dinero es:

$$\ln \left[ \frac{IX_t IP_t^*}{M_t} \right] \equiv A - \alpha \ln y_t + \beta \pi_t^e$$

El cuadro 6 presenta la estimación de la forma reducida del modelo. Fue hecha para ambas definiciones de dinero y usando la inflación observada como la esperada.

Como se desprende del cuadro 6, la explicación sigue siendo alta aun cuando la variable dinero, que era la más poderosa en la explicación, se puso al lado izquierdo. Hubo importantes mejoramientos en el tamaño y signo del coeficiente del ingreso, al tener todos ellos el signo correcto y un valor que está de acuerdo a las estimaciones de demanda por dinero. Aún más, esta variable apareció altamente significativa en todos los casos. No hubo mejoras evidentes en el coeficiente de expectativas en comparación con los resultados del cuadro 3, donde también se usó inflación observada, y de hecho existe un empeoramiento respecto al cuadro 5 donde se usó expectativas baye-

sianas. Esto se debe a los problemas antes mencionados de medición de expectativas.<sup>3</sup>

CUADRO 6

ECUACION MODIFICADA CON PRECIOS OBSERVADOS\*

método de estimación: MCG  
(radios "t" entre paréntesis)

	ln A	$\alpha \ln y_t$	$\beta \pi_t^0$	R <sup>2</sup>	D.W.
Argentina	2,0 (0,6)	-0,4 (0,9)	0,23 (1,2)	73	1,1
Brasil	4,2 (6,6)	-0,6 (7,0)	0,09 (0,5)	82	1,6
Chile	11,8 (5,0)	-1,3 (5,5)	-0,50 (1,8)	98	1,5
Uruguay	6,3 (0,6)	-1,0 (0,9)	0,37 (1,8)	97	1,7
	ln A	$\alpha \ln y_t$	$\beta \pi_t^0$	R <sup>2</sup>	D.W.
Argentina	2,9 (0,9)	-0,6 (1,4)	0,36 (2,1)	84	1,0
Brasil	6,5 (12,6)	-1,0 (13,4)	-0,14 (1,1)	93	1,6
Chile	16,3 (5,3)	-1,7 (5,9)	-0,30 (1,0)	99	1,4
Uruguay	3,3 (0,5)	-0,7 (1,0)	0,45 (3,1)	98	2,1

\* $\pi_t^0$  = inflación observada.

#### 4.2. Estimación de la ecuación modificada usando expectativas bayesianas

La introducción de expectativas bayesianas mejora las estimaciones significativamente, como se ve en el cuadro 7. La estimación mantiene su poder explicativo, y el parámetro del ingreso, las características mencionadas en la sección anterior, mientras que el coeficiente de las expectativas mejoró notablemente. En Brasil, Chile y Uruguay este último parámetro no sólo tiene el signo, sino el tamaño esperado, además de ser significativo. Sólo en el caso argentino la introducción de expectativas bayesianas empeoran los resultados.

<sup>3</sup>Véase cuadro para la estimación con expectativas adaptativas.

CUADRO 7

ECUACION MODIFICADA CON EXPECTATIVAS DE PRECIOS BAYESIANOS\*

método de estimación: MCG

(radios "t" entre paréntesis)

	ln A	$\alpha \ln y_t$	$\beta \pi_t^b$	R <sup>2</sup>	D.W.
Argentina	1,0 (0,3)	-0,3 (0,6)	-0,06 (0,1 )	71	1,4
Brasil	4,2 (10,4)	-0,7 (10,8)	0,46 (2,4 )	90	2,0
Chile	6,8 (2,5)	-0,8 (3,1)	0,60 (2,0 )	98	1,2
Uruguay	15,7 (1,5)	-2,1 (1,8)	0,53 (2,6 )	98	1,7
	ln A	$\alpha \ln y_t$	$\beta \pi_t^b$	R <sup>2</sup>	D.W.
Argentina	2,0 (0,6)	-0,5 (1,0)	0,12 (0,2)	83	1,4
Brasil	6,1 (13,9)	-1,0 (14,3)	0,36 (2,3 )	93	1,6
Chile	11,8 (4,9)	-1,3 (5,8)	0,80 (3,1 )	99	1,3
Uruguay	6,2 (0,8)	-1,1 (1,1)	0,56 (3,5 )	98	1,8

\* $\pi^b$  = expectativas Bayesianas de inflación.

5. RESUMEN

Los resultados de las secciones anteriores entregan fuerte apoyo a las predicciones del modelo monetario de la determinación del tipo de cambio. Cuando se usó la ecuación original se encontró que el coeficiente del dinero ( $M_1$  y  $M_2$ ) no era diferente de uno, lo que confirma la homogeneidad de grado uno del dinero en el tipo de cambio. Sin embargo, los test *t* sugieren la existencia de multicolinealidad entre las variables. Para resolver esto se pasó *M* al lado izquierdo de la ecuación, después de lo cual el coeficiente del ingreso y de las expectativas, aparecieron en general, con el signo y tamaño esperado. La introducción de expectativas bayesianas mejoró aún más los resultados, especialmente, en el tamaño y en el poder explicativo de esta variable. Resumiendo, se puede sostener que las implicancias del modelo monetario de determinación del tipo de cambio son consistentes con las estimaciones de este trabajo.

A P E N D I C E

**ECUACION MODIFICADA CON EXPECTATIVAS DE PRECIOS ADAPTATIVAS**

*método de estimación: MCG*

*(radios "t" entre paréntesis)*

$\ln \left[ \frac{IX_t IP_t^*}{M_{1t}} \right]$	$\ln A$	$\alpha \ln y_t$	$\beta \pi_t^a$	$R^2$	D.W.
<b>Argentina</b> ( $\lambda = 0,3$ )	2,2 (0,7)	-0,5 (1,0)	0,70 (1,2)	72	1,2
<b>Brasil</b> ( $\lambda = 0,9$ )	4,4 (8,8)	-0,7 (9,3)	0,36 (2,0)	90	1,7
<b>Chile</b> ( $\lambda = 0,3$ )	11,9 (5,9)	-1,3 (6,8)	0,40 (0,9)	99	1,5
<b>Uruguay</b> ( $\lambda = 0,9$ )	10,3 (1,1)	-1,4 (1,3)	0,30 (1,5)	98	1,8
$\ln \left[ \frac{IX_t IP_t^*}{M_{2t}} \right]$	$\ln A$	$\alpha \ln y_t$	$\beta \pi_t^a$	$R^2$	D.W.
<b>Argentina</b> ( $\lambda = 0,7$ )	3,2 (1,0)	-0,7 (1,5)	0,56 (2,2)	84	1,1
<b>Brasil</b> ( $\lambda = 0,9$ )	6,6 (12,6)	-1,0 (13,4)	0,09 (0,5)	94	1,6
<b>Chile</b> ( $\lambda = 0,9$ )	16,4 (5,2)	-1,7 (5,3)	-0,30 (1,0)	98	1,4
<b>Uruguay</b> ( $\lambda = 0,9$ )	6,3 (1,1)	-1,1 (1,6)	0,39 (2,7)	98	2,4



## REFERENCIAS

- Barro, R.J., "A Stochastic equilibrium model of an open economy under flexible exchange rates", en *Quarterly Journal of Economics* 92, 1978: 147-164.
- Bilson, J.F.O., "Rational expectations and the exchange rate", en *In the economics of exchange rates: selected studies*, ed. por J.A. Frenkel y H.G. Johnson. Reading, Mass.: Addison-Wesley, 1978, (a).
- , "The current experience with floating exchange rates: An appraisal of the monetary approach", en *American Economic Review* 68, 1978: 392-397, (b)
- Blejer, M.I., "Exchange restrictions and the monetary approach to the exchange rate", en *The Economics of Exchange Rates*, edited por J.A. Frenkel, y H.G. Johnson, 1978.
- Calvo, G.A. y C.A. Rodríguez, "A model of exchange rate determination under currency substitution and rational expectations", en *Journal of Political Economy* 85, 1977: 617-626.
- Clements, K.W. y J.A. Frenkel, "Exchange rates, money and relative prices: The dollar-pound in the 1920's". Center for Mathematical Studies, en *Business and Economics*, University of Chicago, Report No7919, 1979.
- Dornbusch, R., "Capital mobility, flexible exchange rates and macroeconomics equilibrium", en *Recent issues in international monetary economics*, edited by E. Glasen y P. Salin. Amsterdam: North-Holland, 1976.
- Dornbusch, R., "Expectations and exchange rate dynamics", en *Journal of Political Economy* 84, 1976: 1161-1176.

- Dornbusch, R., "The theory of flexible exchange rate regimes and macroeconomic policy", en *Scandinavian Journal of Economics* 78, 1976: 255-275. Reprinted en *The economic of exchange rates: Selected studies*, edited por J.A. Frenkel y H.G. Johnson. Reading, Mass.: Addison-Wesley, 1978.
- Farag, A. y D.J. Ott, "Exchange rate determination under fluctuating rates: Some empirical evidence", en *Money in the International Order*, edited por Carter Murphy. Dallas: Southern Methodist University Press, 1964.
- Frenkel, J.A., "The forward exchange rate, expectations and the demand for money: The german hyperinflation", en *American Economic Review* 64, 1977: 653-670.
- "A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects an empirical evidence", en *Scandinavian Journal of Economics* 78, 1976: 200-224. Reprinted en *The economics of exchange rates: Selected studies*, edited por J.A. Frenkel y H.G. Johnson. Reading, Mass.: Addison-Wesley, 1978.
- "Purchasing power parity: Doctrinal perspective and evidence form the 1920's", en *Journal of International Economics* 8, 1978: 169-191.
- Frenkel, J.A. y H.A. Johnson, eds. *The Economics of Exchange Rates: Selected Studies*. Reading, Mass.: Addison-Wesley, 1978.
- Frenkel, J.A. y H.A. Johnson "The monetary approach to the balance of payments: Essential concepts and historical origins", en *The monetary approach to the balance of payments*, edited por J.A. Frenkel y H.G. Johnson. London: Allen y Unwin y Toronto: University of Toronto Press, 1976.

- Goldfed, S.M., "The demand for money revisited", en *Brookings Paper on Economic Activity*; 3, 1973: 942-965.
- Harberger, A.C., "The anatomy of exchange rate crises". Paper presented at a Seminar on Exchange Rate Policy, Montevideo, Uruguay, agosto de 1978.
- Harrison, P.J. y C.F. Stevens, "A Bayesian approach to short term forecasting", en *Operational Research Quarterly* 22, 1971: 142-156.
- Hodgson, J.S., "An analysis of floating rates: The dollar sterling rate, 1919-1925", en *Southern Economic Journal* 34, octubre de 1972: 249-257.
- Hodrick, R.J., "An empirical analysis of the monetary approach to the determination of the exchange rate", en *The Economics of Exchange Rates: Selected Studies*, edited por J.A. Frenkel y H.G. Johnson. Reading, Mass.: Addison-Wesley, 1978.
- International Monetary Fund, *International Financial Statistics Tape*, Washington, D.C., 1976.
- Kouri, Pentti J.K., "The exchange rate and the balance of payments in the short run and in the long run: A monetary approach", en *Scandinavian Journal of Economics* 78, 1976: 280-304.
- Mussa, Michael, "The exchange rate, the balance of payments and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating", en *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 1976: 229-248. Reprinted en *The Economics of Exchange Rates*, edited por J. A. Frenkel y H. G. Johnson. Reading, Mass.: Addison-Wesley, 1978.

- Mussa, Michael, "Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market". Vol. 11 of the Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, a supplementary series in the *Journal of Monetary Economics*, 1979.
- Poole, W., "The stability of the Canadian flexible exchange rate, en *Canadian Journal of Economics* 33, 1967: 205-217.
- Sjaastad, L.A. "Monetary policy and suppressed inflation in Latin America", en *National Monetary Policies and the International Financial System*. Edited por R.Z. Aliber. Chicago: University of Chicago Press, 1974.
- Tsiang, S.C., "Fluctuating exchange rates in countries with relatively stable economies", en *IMF Staff Papers* 7, 1959-60: 244-273.
- Williamson, J., "International liquidity: A survey", en *Economic Journal* 83, 1973: 685-746.
- Zellener, A., "The Bayesian approach and alternatives in econometrics-I", en *Frontiers in quantitative economics*, edited por M.D. Intriligator. Amsterdam: North-Holland, 1971. (a).
- *Bayesian inference in econometrics*. Nueva York: Wiley, 1971. (b).