BCU

Acerca de la estabilidad de la demanda de dinero. El caso de Uruguay: 1979.4-2002.3

Elizabeth Bucacos

Gerardo Licandro

Nº 001 - 2002

Documento de trabajo
ISSN 1688-7565

ACERCA DE LA ESTABILIDAD DE LA DEMANDA DE DINERO. EL CASO DE URUGUAY: 1979.4-2002.3

Elizabeth Bucacos[1]
Gerardo Licandro

Octubre de 2002

INTRODUCCIÓN

El 20 de junio de 2002 el Banco Central del Uruguay (BCU) se vio forzado a abandonar la banda de flotación en que se encontraba la relación peso uruguayo/dólar estadounidense y a adoptar un sistema de libre flotación. Este cambio resultó sustancial para la política monetaria debido a que el tipo de cambio dejó de ser el ancla nominal de la economía. Si bien de acuerdo a lo establecido en el literal A del artículo 3 de su Carta Orgánica una de las finalidades de la autoridad monetaria es la preservación de la estabilidad de la moneda, ante la nueva realidad, el BCU no tuvo otra opción que adoptar un objetivo monetario intermedio para cumplir con aquella finalidad. En la adopción de esa estrategia estaba subyacente el supuesto de que ese agregado monetario mantenía una relación razonablemente estable con el nivel de precios y que la relación que había generado la demanda por saldos reales se había mantenido estable durante épocas difíciles, en particular, durante crisis financieras (1982-83; 2001-02). Además, el multiplicador monetario también se supuso estable.

En este informe se analiza la estabilidad de la demanda de dinero (emisión en poder del público más depósitos a la vista en bancos comerciales). Si la demanda fuera estable, en el largo plazo, los saldos monetarios reales mantendrían una relación proporcional con el volumen de transacciones reales y el costo de oportunidad de mantener dinero, es decir, estarían cointegrados. Utilizando datos trimestrales para el período 1979:4-2002:3, se estudian los determinantes de largo plazo de la demanda de dinero en términos reales. Luego, se estima la dinámica de corto plazo usando una representación de los datos en forma de corrección de errores à la Engle-Granger y se

[1] Se agradecen los comentarios y sugerencias de José A. Licandro, Andrés Masoller y Umberto Della Mea, quienes, obviamente, quedan eximidos de cualquier error. Las opiniones vertidas en el trabajo son de exclusiva responsabilidad de los autores y no comprometen la posición institucional del Banco Central del Uruguay.

examina la estabilidad de dicha especificación final. El período de estudio incluye el sistema de preanuncio del tipo de cambio ("Tablita") y su ruptura, la época de flotación sucia subsiguiente y el sistema de bandas de flotación, de forma tal de someter las estimaciones a diferentes regímenes cambiario-monetarios.

Los resultados preliminares no contradicen la presunción de estabilidad de la demanda de dinero. Se encontró evidencia de estabilidad en el largo plazo a través de la existencia de cointegración entre los saldos reales, el producto y la tasa de interés. La estabilidad del modelo dinámico señala la constancia de los parámetros estimados para el período de análisis salvo contadas ocasiones y, aunque es auspiciosa, presenta una desviación típica importante (4,7% para datos a fin de trimestre y 3,8% para datos promedio trimestrales) lo cual genera limitaciones a la utilización del modelo en el escenario actual. En efecto, para proyecciones a ocho pasos (esto es, un horizonte a dos años de plazo), el error porcentual absoluto medio se encuentra en el entorno del 3%.

La organización del presente informe es como sigue. A continuación, se presentan los datos utilizados, se analiza su orden de integración y la posibilidad de que exista una relación estable de largo plazo entre ellos. Luego, partiendo de una ecuación tradicional de demanda por saldos reales, se estima aquella relación y la dinámica de corto plazo para el período 1979-4:2002.3 (para datos promedio y a fin de trimestre), a la que se la somete a una serie de pruebas estadísticas para analizar su estabilidad y poder predictivo. A partir de ella, se encuentra la regla para la política monetaria. Finalmente, se presentan algunas conclusiones y comentarios.

1. El MARCO CONCEPTUAL

La especificación de la ecuación de la demanda de dinero de largo plazo usada en este informe es:

$$\frac{M^d}{P} = \gamma_0 Y^{\gamma_1} e^{\gamma_2 i_t} e^{\gamma_3 T}$$

la cual es consistente con el modelo de dinero en la función de utilidad (Sidrauski, 1967), modelos de costos de transacción (Wilson, 1989) y modelos de "cash-in advance" (Clower, 1967; Lucas, 1980).

Luego de aplicar logaritmos, se transforma en:

$$m^d{}_t - p_t = \alpha + \beta\, y_t + \gamma\, i_t + \theta\, T_t$$

donde m^d son los saldos monetarios nominales en logaritmos, p son los precios al consumidor en logaritmos, y es el ingreso real en logaritmos, i la tasa de interés nominal, T una variable de tendencia que indica la existencia de variables que pueden afectar el nivel de la demanda de dinero, tales como innovación financiera o cambio tecnológico.

Esta ecuación muestra la relación de equilibrio de largo plazo entre la demanda de dinero y sus determinantes. Es esperable que la demanda de dinero real aumente con el ritmo de la economía, reflejando la necesidad de contar con medios de pago por el tradicional "motivo transacción" ($\beta > 0$); del mismo modo, la cantidad real de dinero que el público desearía tener debería variar inversamente a las oportunidades de colocación del mismo ($\gamma < 0$), de acuerdo al "motivo especulación".

No se hace referencia a los componentes estacionales presentes en la demanda de dinero, lo cual refleja la relativa ignorancia de la teoría económica a la hora de modelar los elementos que, más allá del clima, determinan el comportamiento estacional. En este trabajo, se incorporan variables dummies estacionales que reflejan la existencia de un patrón de estacionalidad determinístico y queda pendiente para un próximo estudio el análisis de cointegración estacional para la demanda real de dinero.

2. LOS DATOS

Se utilizaron dos conjuntos de datos para el período 1979-4: 2002:3. Por un lado, datos trimestrales a fin de trimestre sin desestacionalizar para: M1 (emisión en poder del público más depósitos a la vista en moneda nacional en bancos comerciales, incluyendo a las empresas públicas), índice de precios al consumidor (IPC), tasa de interés nominal pasiva para operaciones a plazo de 1 a 180 días, representativa del costo de oportunidad de mantener dinero y el índice de volumen físico del producto interno bruto (Y), utilizado como variable de escala. Por otro lado, datos trimestrales promedio sin desestacionalizar de las mismas variables mencionadas en el punto anterior.

Se aplicó el test de Dickey-Fuller (ADF) para analizar el orden de integración de dichas series. Aunque las series presentan quiebres durante el período muestral, la cointegración entre ellas aún es posible porque dichos quiebres estarían presentes en todas y las series continúan moviéndose juntas a pesar de los mismos (ver gráficas 1 2, 3 y 4). Por otra parte, la identificación de una relación de cointegración es más robusta cuando se verifica en la ecuación de corrección de errores (Dolado, Ericsson y Kremers, 1992).

Tabla 1. Análisis de Estacionariedad (1979:4-2002:3)
Datos a fin de trimestre

Serie	***Estadístico ADF***	***Estadístico DW***	***Número Rezagos***	***Incluye constante***	***Incluye tendencia***	***Orden de integración***
m-p	-2,44	2,02	2	Sí	No	1
y	-2,87	2,08	1	Sí	Sí	1
i	-2,52	2,00	6	Sí	Sí	1
d(m-p)	-8,72	2,08	1	No	No	0
d(y)	-15,56	2,19	1	No	No	0
d(i)	-3,74	2,01	5	No	No	0

Notas:
(1) Todas las variables están expresadas en logaritmos neperianos. Son: m-p= cantidad real de dinero (M1/IPC); y = producto (índice de volumen físico trimestral); i = indica la relación i/(1+i), donde se utiliza la tasa de interés nominal pasiva de 1 a 180 días; $d(X) = X - X_{-1}$.

Tabla 2. Análisis de Estacionariedad (1979:4-2002:3)
Datos promedio de trimestre

Serie	*Estadístico ADF*	*Estadístico DW*	*Número Rezagos*	*Incluye constante*	*Incluye tendencia*	*Orden de integración*
m-p	-1,72	2,04	3	Sí	No	1
y	-0,11	2,08	6	No	No	1
i	-1,55	2,00	7	Sí	No	1
d(m-p)	-6,39	2,06	2	No	No	0
d(y)	-2,62	2,08	5	No	No	0
d(i)	-2,89	1,98	6	No	No	0

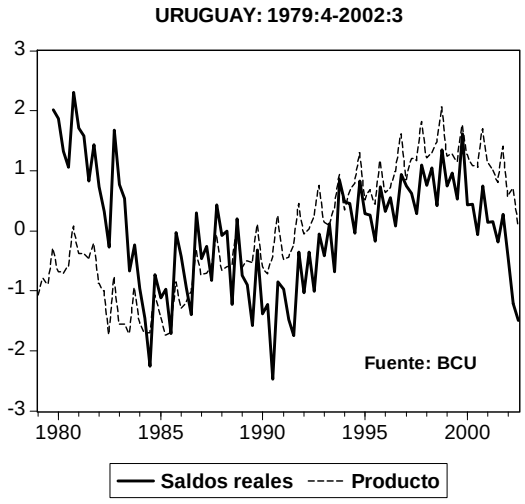
Notas:
(1) Todas las variables están expresadas en logaritmos neperianos. Son: m-p= cantidad real de dinero (M1/IPC); y = producto (índice de volumen físico trimestral); i = tasa de interés nominal pasiva de 1 a 180 días; $d(X) = X - X_{-1}$.

Tanto con datos a fin de trimestre o con datos promedio de trimestre, todas las series analizadas resultaron ser integradas de orden 1, al 1%. Por tanto, sería posible encontrar una combinación lineal entre cantidad real de dinero, ingreso y tasa de interés que fuera estacionaria y confirmara la existencia de una demanda por saldos reales en el largo plazo.

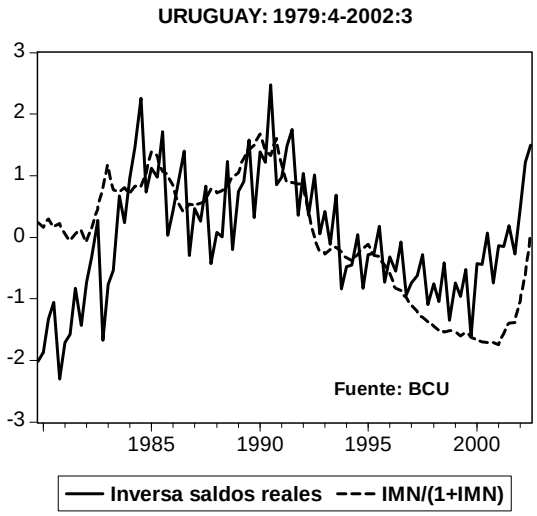
3. LA ESTIMACION

La estrategia de estimación consistió en: primeramente, analizar la presencia de una relación de largo plazo entre la demanda real de dinero y sus determinantes, esto es, el ingreso y la tasa de interés utilizando el test conjunto de Johansen-Juselius (Johansen, 1988; Johansen y Juselius, 1990); luego, aplicar el método de Engle-Granger (1987) en dos etapas. En una primera etapa, se estimó el vector cointegrador entre las variables en niveles y se salvaron los residuos. En una segunda etapa, se integraron dichos residuos como otra variable explicativa en la ecuación en diferencias, es decir, en la especificación de corrección de errores, de forma tal de enriquecer la descripción de la dinámica de corto plazo al permitir que los agentes ajusten una fracción del error que cometieron en el período anterior.

3.1. DATOS A FIN DE TRIMESTRE



Gráfica 1. Evolución del dinero real (fin de) y el ingreso real.



Gráfica 2. Evolución del dinero real (fin de) y costo de oportunidad del dinero (medido como i/(1+i)) .

Al observar las gráficas 1 y 2, se percibe una vinculación importante y sincrónica de los movimientos de la cantidad real de dinero con el ingreso, por una parte, y de la inversa de los saldos reales y el costo de oportunidad de mantener dinero, por otra, que podrían estar anticipando la presencia de una relación estable en el largo plazo, objeto de este trabajo. En el período 1989-92, sin embargo, mientras asistimos a una recuperación del nivel de actividad, la demanda por dinero en términos reales sufre una caída sostenida.

El vector cointegrador que se expone en la última fila de la Tabla 3 refleja los desvíos de la demanda de dinero real en el largo plazo y presenta los signos esperados. En particular, no es posible rechazar la hipótesis de elasticidad unitaria respecto al ingreso y la semielasticidad respecto a la tasa de interés se encuentra dentro de valores comparables en la literatura (-0,48).

Tabla 3 - Análisis de Cointegración (Johansen-Juselius)

Período: 1979:4-2002:3
Datos a fin de trimestre

I.1 Tests de la Traza

Nº posible de Ecuaciones Cointegradoras	***Eigenvalue***	***Estadístico Traza***	***Valor crítico al 5%***	***Valor crítico al 1%***
Ninguna*	0,32	59,05	42,44	48,45
Como máximo 1	0,16	20,41	25,32	30,45
Como máximo 2	0,05	4,71	12,25	16,26

El test de la traza indica la existencia de una ecuación cointegradora al 1%.

I.2 Test del Máximo Eigenvalue

Nº posible de Ecuaciones Cointegradoras	***Eigenvalue***	***Estadístico Max-Eigen***	***Valor crítico al 5%***	***Valor crítico al 1%***
Ninguna**	0,36	38,64	25,54	30,34
Como máximo 1	0,17	15,70	18,96	23,65
Como máximo 2	0,05	4,71	12,25	16,26

El test del Máximo eigenvalue indica la existencia de una ecuación cointegradora al 5% y al 1%.

II. Matrices normalizadas
(Desviaciones estándar entre paréntesis)

II.1 Matriz α

Variable	Coeficientes de ajuste
m-p	-0,77
	(0,16)
y	0,15
	(0,10)
i	-0,09
	(0,05)

II.2 β' (Vector cointegrador)

Variable	m-p	y	i	T
	1,00	-1,07	1,06	0,009
		(0,11)	(0,11)	(0,0006)

En la Tabla 4, se presentan los resultados correspondientes a la primera etapa de la estimación à la Engle-Granger. Se aprecian valores acordes con la teoría económica, en especial una elasticidad-ingreso unitaria, una semielasticidad-tasa de interés de -0,49, la presencia de innovaciones tecnológicas en la demanda de saldos reales y movimientos estacionales en la relación conjunta, además de estar en línea con los que surgen del test de Johansen-Juselius y con los de estudios anteriores[2].

Tabla 4. Relación de largo plazo
Variable dependiente: m-p
Período muestral: 1979:4-2002:3
Datos a fin de trimestre

Variable	***Coeficiente***	***Valor estadístico t***
Constante	7,93	16,64
y	0,88	9,11
i	-1,04	-9,08
T	-0,008	-15,65
D3	-0,11	-5,88

R^2 aj. = 0,84 DW = 0,99 SER = 0, 073 SSR = 0,461 Akaike = -2,35

Notas:

(1) Todas las variables están expresadas en logaritmos neperianos. Son: m-p= cantidad real de dinero (M1/IPC); y = producto (índice de volumen físico trimestral); i = representa la relación i/(1+i), siendo i la tasa de interés nominal de 0 a 180 días; T = variable de tendencia (0 en 1979:4); D3 variable dummy estacional correspondiente al trimestre 3.

En la tabla 5, se presentan los resultados de la ecuación en corrección de errores. De acuerdo al teorema de representación de Granger, existe una relación estable entre la demanda real de dinero y sus determinantes, esto es, básicamente, el ingreso y la tasa de interés. En efecto, se verifica un ajuste del 50% del error de pronóstico efectuado en el trimestre anterior, por lo que en un poco más de un semestre dicho error estaría subsanado. La dinámica de corto plazo muestra una vinculación importante con la tasa de variación promedio del producto y la tasa de interés, aunque este último se amortigua en el tiempo. Además, los datos estarían corroborando la presunción teórica respecto al comportamiento de la demanda de dinero en épocas de inestabilidad bancaria ("corrida"): se produciría un cambio de portafolio desde los depósitos a plazo fijo hacia el circulante, lo cual se traduciría en una elasticidad positiva de dicha variable corrida hacia la variación de la demanda real.

[2] Ver Della Mea, 1990.

Tabla 5 - Relación de corto plazo
Variable dependiente: d(m-p)
Período muestral: 1980:4-2002:3
Datos a fin de trimestre

Variable	*Coeficiente*	*Valor estadístico t*[(2)]
$CO\text{-}I_{-1}$	-0,51	-6,59
(d(y)+d(y(-1))/2	0,43	2,74
d(i)	-0,80	-5,74
d(i(-1))	0,65	3,84
D1	-0,11	-12,56
D3	-0,11	-11,85
D4	0,17	11,17
Corrida	0,05	10,97

R^2 aj. = 0,89 DW = 1,92 SER = 0,047 SSR = 0,187 Akaike IC = -3,175

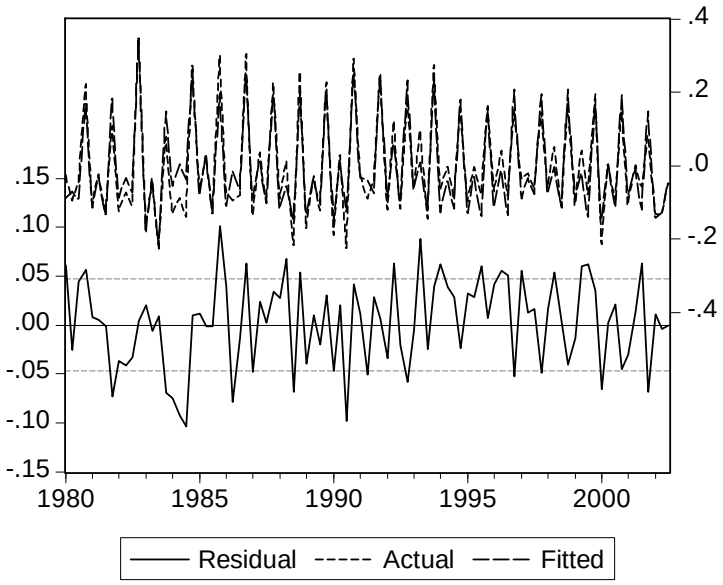
Tests practicados en los *residuos* establecen que:
(1) Están *incorrelacionados*. LM(2): F = 0,20 (0,82); nR^2 = 0,14 (0,93).
(2) Son *estacionarios*. UR(C=0, T=0, R=2) = -4,79, con valores críticos tabulados por Mac Kinnon de -2,59 (1%); -1,94 (5%); -1,62 (10%).
(3) No están *distribuidos normalmente*. JB=2,73(0,26), Skewness=-0,32; Curtosis=2,44
(4) Son *homoscedásticos.*
ARCH(2): F = 0,34 (0,56); nR^2 = 0,34(0,56);
White: F = 0,53 (0,90); nR^2 = 7,52 (0,88);
White2: F = 0,97 (0,53); nR^2 = 32,7 (0,48).

Notas:
(1) Todas las variables están expresadas en logaritmos neperianos. Son: m-p = saldos monetarios reales; CO-I = vector cointegrador; m = cantidad nominal de dinero (M1); y = Volumen físico del PIB; D_j, j = 3, 4, variable dummy estacional correspondiente al trimestre j; d(X) = X - X_{-1}; Corrida = variable dummy que vale 4,5 en 1982.4, 1 en 1982.3, 1983.1, 1983.2 y 0 en el resto de la muestra.
(2) Valores estándar consistentes con heteroscedasticidad à la White.

Finalmente, se observa un patrón estacional en el primer, tercer y cuarto trimestres, considerando dicha estacionalidad como un fenómeno determinístico[3].

El ajuste logrado es relativamente bueno (89% de la variación de la cantidad real de dinero) y los residuos se comportan razonablemente bien: son estacionarios (lo que evidencia la relación de equilibrio en el largo plazo entre la demanda real y sus fundamentos), están incorrelacionados, son homoscedásticos pero no se distribuyen normalmente.

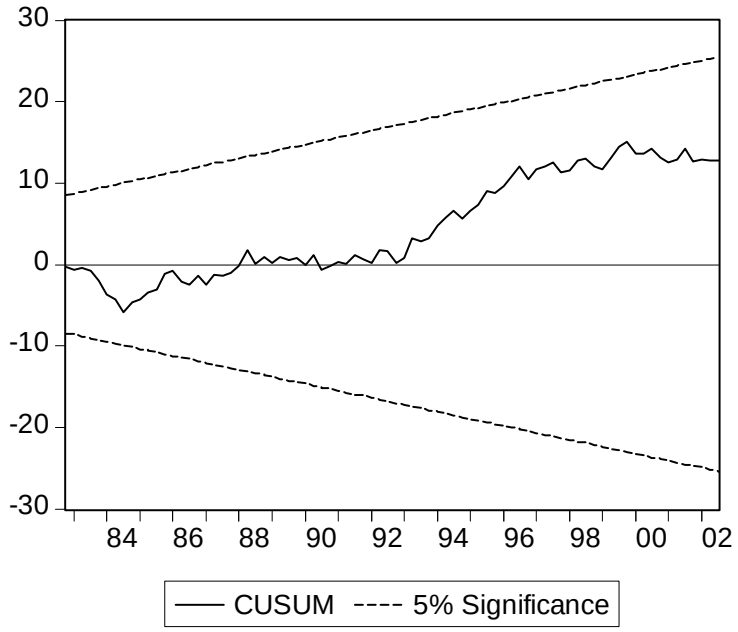
[3] Está pendiente un estudio que considere a la estacionalidad como estocástica, entre las series involucradas



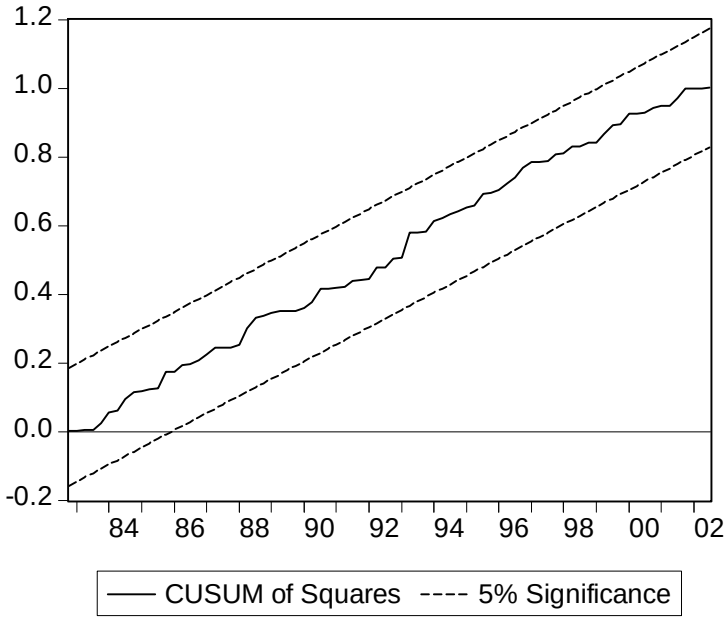
***Gráfica 3*.** Ajuste en el corto plazo de la demanda de saldos reales.

En la gráfica 3 puede observarse que, salvo contadas ocasiones, las estimaciones se encuentran dentro del intervalo "aceptable". Dichos desvíos corresponden a momentos específicos: 1981:4, 1984:1, 1984:2, 1984:3, 1985:4, 1986:2, 1990:3, 1993:2, 2000:1 y 2001:4. En cada una de esas fechas no pudo aceptarse la existencia de un quiebre en la ecuación de corto plazo. En efecto, no solamente diversos Tests de Chow de quiebre rechazan dicha hipótesis al 5% sino que, los tests de Chow de pronóstico arrojan la misma especificación para cada una de las submuestras que la ecuación encontrada para la muestra global[4]. Posteriormente, se analizó la estabilidad de dicha especificación final para lo cual se utilizaron los tests de CUSUM (gráficas 4 y 5) y la estimación recursiva de los parámetros involucrados (gráfica 6).

[4] La única excepción la constituye el supuesto quiebre en 1982:4, puesto que los tests de Chow arrojan resultados contradictorios.

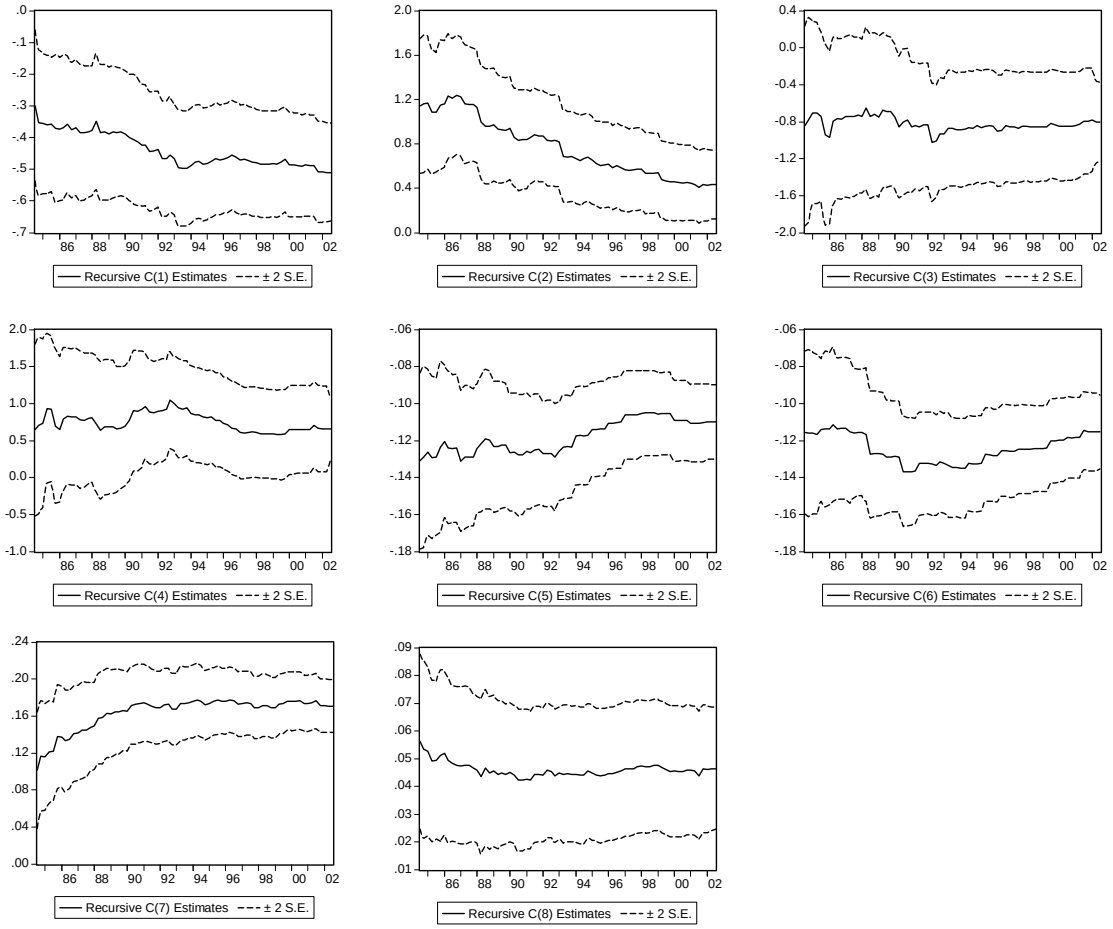


Gráfica 4. Análisis de estabilidad global.



***Gráfica 5*.** Análisis de estabilidad global.

Como es bien conocido, la constancia de los parámetros es una propiedad altamente deseada en cualquier ecuación bien especificada pues permite analizar los efectos de modificaciones de las variables independientes sobre la variable dependiente, característica particularmente valiosa a los efectos del diseño de política monetaria basada en el control de agregados como ancla nominal.



***Gráfica 6*.** Estimación recursiva de los parámetros.

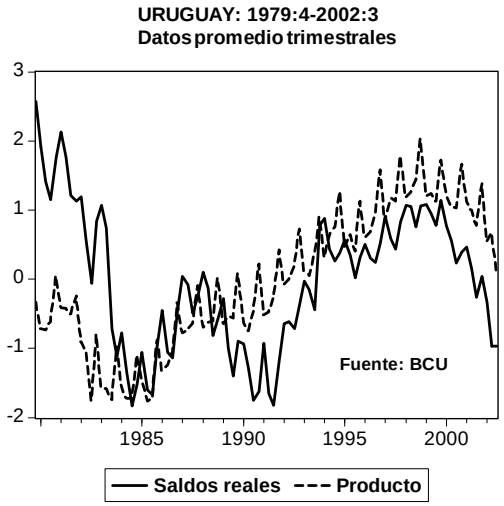
Como puede observarse en la gráfica 6, las series que indican la estimación recursiva de los parámetros (junto con un intervalo de $\pm 2\sigma$) se vuelven relativamente más precisas a medida que se va incorporando más información. Los pequeños corrimientos que presentan algunos parámetros no son lo suficientemente significativos como para indicar inestabilidad en los mismos.

Pudo verificarse la existencia de relaciones de causalidad à la Granger que van del producto a los saldos monetarios reales y de la tasa de interés nominal a dichos saldos[5]. Esto, unido a la presencia de estabilidad de los parámetros, estaría avalando

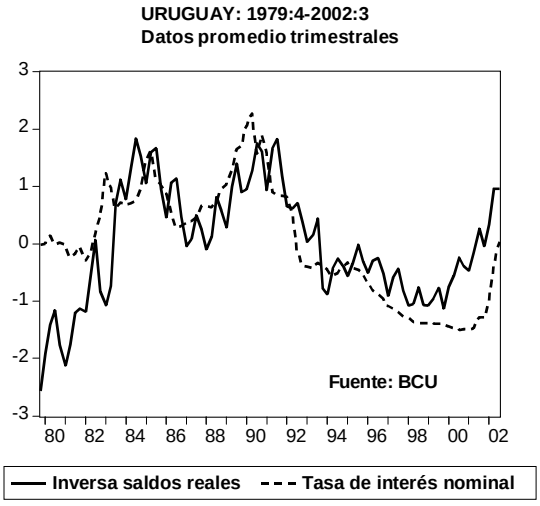
[5] Cabe recordar que los tests de causalidad à la Granger no son muy robustos cuando las series involucradas son integradas de orden 1 y/o cuando presentan quiebres. Sin embargo, los resultados hallados son consistentes con la hipótesis de neutralidad y superneutralildad del dinero en el largo plazo.

la realización de ejercicios de simulación en la ecuación finalmente estimada. Resta por analizar la estabilidad de dicha especificación ante cambios de régimen de los regresores, de forma tal de salvar la "crítica de Lucas".

3.2 DATOS PROMEDIO TRIMESTRALES



Gráfica 7. Evolución de los saldos reales y el producto.



Gráfica 8. Evolución de la inversa de los saldos reales y la tasa de interés nominal.

Las gráficas 7 y 8 destacan una vinculación importante y sincrónica de los movimientos de la cantidad real de dinero con el ingreso, por una parte, y de la inversa de los saldos reales y la tasa de interés nominal, por otra, que podrían estar anticipando la presencia de una relación estable en el largo plazo. Al igual que para los datos a fin de trimestre, en el período 1989-92 la demanda por dinero en términos reales sufre una caída sostenida al tiempo que se produce una recuperación en el nivel de actividad.

El test de Johansen-Juselius, por su parte, no arroja un resultado contundente en cuanto a la existencia de una relación de cointegración en el largo plazo entre las variables analizadas. En efecto, el test de la traza indica no cointegración tanto al 5% como al 1%, en tanto que el test del máximo eigenvalue señala la existencia de una relación de cointegración solamente al 5% (ver tabla 6).

Tabla 6 - Análisis de Cointegración (Johansen-Juselius)

Período: 1979:4-2002:3
Datos promedio trimestrales

I.1 Tests de la Traza

Nº posible de Ecuaciones Cointegradoras	***Eigenvalue***	***Estadístico Traza***	***Valor crítico al 5%***	***Valor crítico al 1%***
Ninguna	0,27	40,66	42,44	48,45
Como máximo 1	0,10	12,16	25,32	30,45
Como máximo 2	0,03	2,90	12,25	16,26

El test de la traza indica no cointegración tanto al 5% como al 1%.

I.2 Test del Máximo Eigenvalue

Nº posible de Ecuaciones Cointegradoras	***Eigenvalue***	***Estadístico Max-Eigen***	***Valor crítico al 5%***	***Valor crítico al 1%***
Ninguna*	0,27	28,49	25,54	30,34
Como máximo 1	0,09	9,26	18,96	23,65
Como máximo 2	0,32	2,90	12,25	16,26

El test del Máximo eigenvalue indica la existencia de una ecuación cointegradora al 5% pero indica no cointegración al 1%.

II. Matrices normalizadas
(Desviaciones estándar entre paréntesis)

II.1 Matriz α

Variable	Coeficientes de ajuste
m-p	-0,35
	(0,12)
y	0,12
	(0,14)
i	-0,23
	(0,13)

II.2 β' (Vector cointegrador)

Variable	m-p	y	i	T
	1,00	-1,05	0,49	0,009
		(0,15)	(0,06)	(0,0008)

En la Tabla 7, se presentan los resultados correspondientes a la primera etapa de la estimación à la Engle-Granger. Se aprecian valores acordes con la teoría económica, en especial una elasticidad-ingreso unitaria, una semielasticidad-tasa de interés de -0,5, la presencia de innovaciones tecnológicas en la demanda de saldos reales y movimientos estacionales en la relación conjunta, además de estar en línea con los que surgen del test de Johansen-Juselius.

Tabla 7. Relación de largo plazo
Variable dependiente: m-p
Período muestral: 1979:4-2002:3
Datos promedio trimestrales

Variable	***Coeficiente***	***Valor estadístico t***
Constante	7,70	13,38
y	0,93	7,60
i	-0,44	-8,15
T	-0,008	-12,73
D2	-0,06	-2,77
D3	-0,12	-5,26
D4	-0,15	-5,71

R^2 aj. = 0,81 DW = 0,72 SER = 0, 074 SSR = 0,47 Akaike = -2,29

Notas:

(1) Todas las variables están expresadas en logaritmos neperianos. Son: m-p= cantidad real de dinero (M1/IPC); y = producto (índice de volumen físico trimestral); i = tasa de interés nominal de 0 a 180 días; T = variable de tendencia (0 en 1979:4); D_i = variable dummy estacional correspondiente al trimestre i, i=2, 3, 4.

En la tabla 8, se presentan los resultados de la ecuación en corrección de errores, que verifican la existencia de una relación estable entre la demanda real de dinero y sus determinantes, esto es, básicamente, el ingreso y la tasa de interés (teorema de representación de Granger). En efecto, se verifica un ajuste del 49% del error de pronóstico efectuado en el trimestre anterior, por lo que en prácticamente un semestre dicho error estaría subsanado. La dinámica de corto plazo muestra una vinculación importante con las tasas de variación del producto y de la tasa de interés corrientes. Asimismo, al igual que al trabajar con datos de fin de trimestre, la variable "Corrida" resulta ser altamente significativa. Finalmente, se observa un patrón

estacional en el primer, segundo y tercer trimestre, considerando dicha estacionalidad como un fenómeno determinístico[6].

Tabla 8 - Relación de corto plazo
Variable dependiente: d(m-p)
Período muestral: 1980:4-2002:3
Datos promedio trimestrales

Variable	***Coeficiente***	***Valor estadístico t[2]***
$CO\text{-}I_{-1}$	-0,49	-5,91
d(y)	0,45	6,37
d(i)	-0,19	-2,50
D1	0,08	7,44
D2+D3	-0,07	-12,96
Corrida	0,07	8,57

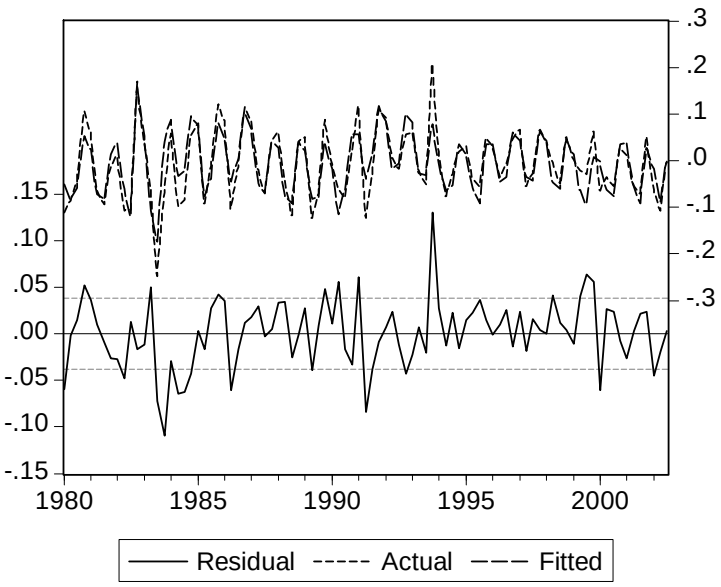
R^2 aj. = 0,74 DW = 1,63 SER = 0, 038 SSR = 0,12 Akaike IC = -3,64

Tests practicados en los *residuos* establecen que:
(5) Están *incorrelacionados*. LM(2): F = 2,18 (0,11); nR^2 = 4,50 (0,10); a pesar de estos valores, el correlograma señala la inexistencia de correlación serial.
(6) Son *estacionarios*. UR(C=0, T=0, R=1) = -6,22, con valores críticos tabulados por Mac Kinnon de -2,59 (1%); -1,94 (5%); -1,62 (10%).
(7) No están *distribuidos normalmente*. JB=5,49(0,06), Skewness=-0,08; Curtosis=4,19
(8) Son *homoscedásticos.*
ARCH(2): F = 1,64 (0,20); nR^2 = 1,64(0,20);
White: F = 1,02 (0,44); nR^2 = 10,26 (0,42);
White2: F = 0,72 (0,80); nR^2 = 16,41 (0,74).

Notas:
(3) Todas las variables están expresadas en logaritmos neperianos. Son: m-p = saldos monetarios reales; CO-I = vector cointegrador; m = cantidad nominal de dinero (M1); y = Volumen físico del PIB; D_j, j = 3, 4, variable dummy estacional correspondiente al trimestre j; d(X) = X - X_{-1}; Corrida = variable dummy que vale 2 en 1982.4, 1983.1 y en 2002.3; 1 en 1983.2 y 0 en el resto de la muestra.
(4) Valores estándar consistentes con heteroscedasticidad à la White.

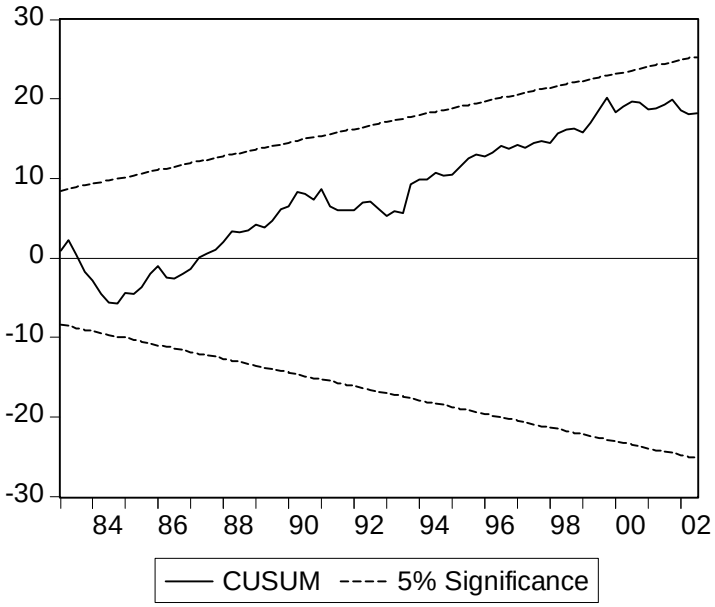
El ajuste logrado es relativamente bueno (tres cuartas partes de la variación de la cantidad real de dinero) y los residuos se comportan razonablemente bien: son estacionarios (lo que evidencia la relación de equilibrio en el largo plazo entre la demanda real y sus fundamentos), están incorrelacionados, son homoscedásticos pero no se distribuyen normalmente.

[6] Está pendiente un estudio que considere a la estacionalidad como estocástica, entre las series involucradas

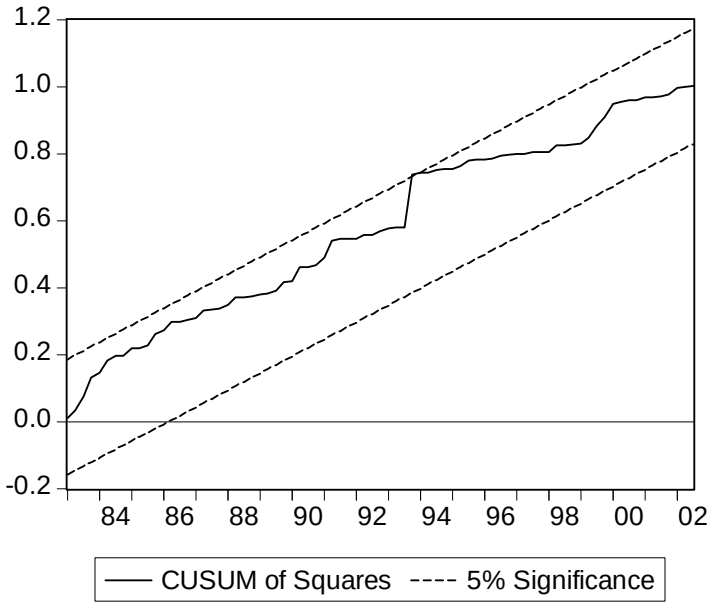


Gráfica 9. Ajuste en el corto plazo de la demanda por saldos reales (datos promedio).

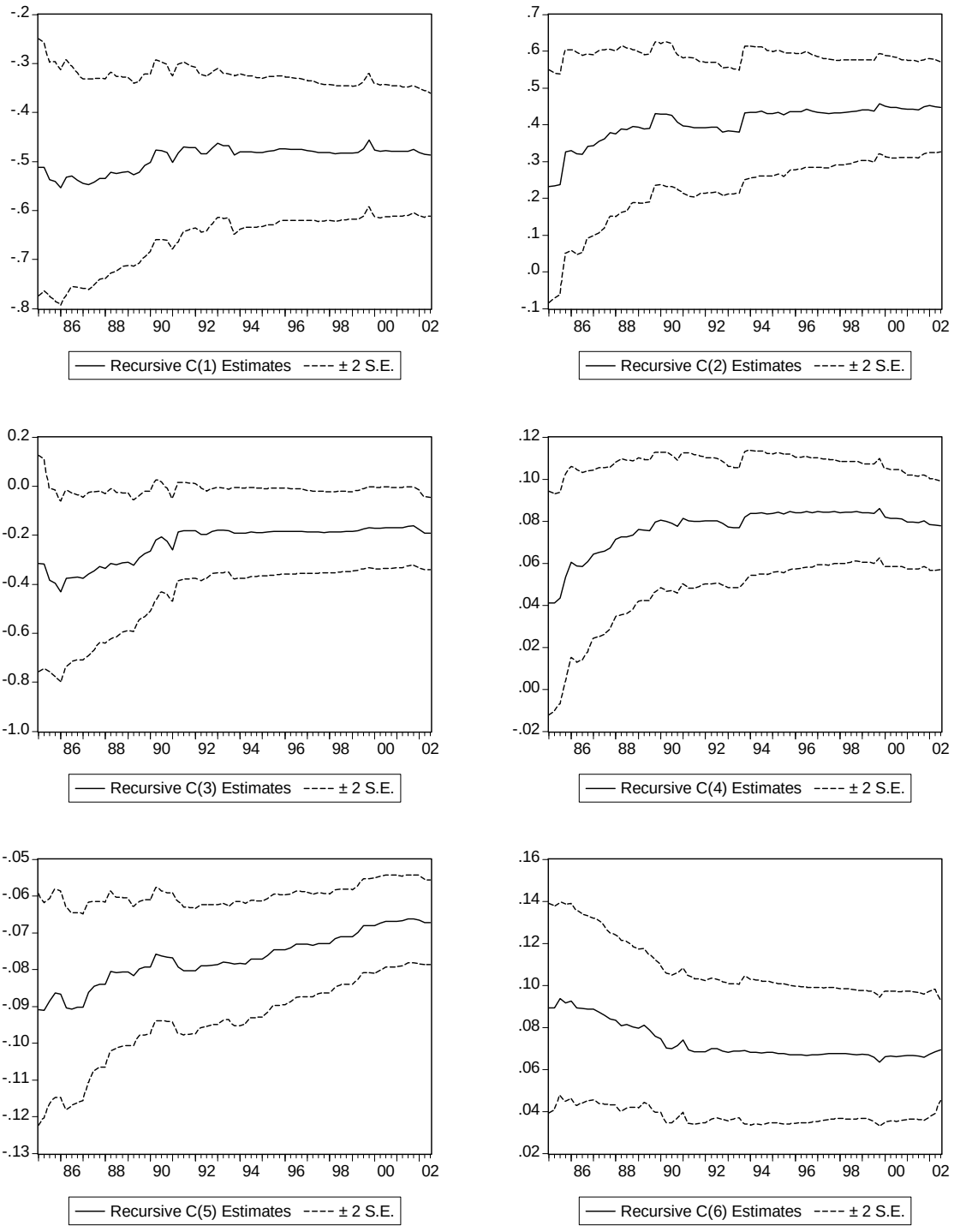
Las estimaciones, salvo contadas ocasiones, se encuentran dentro de los límites aceptables. Dichos desvíos corresponden a momentos específicos: 1983:4, 1991:2; 1993:4 y 2000:1. A diferencia de lo que ocurrió para la demanda de dinero a fin de trimestre, cuando se estima dicha demanda con datos promedio trimestrales ambos tests de Chow (de quiebre y de pronóstico) rechazan la hipótesis nula de inexistencia de quiebre estructural en dichos momentos, al 1%, utilizando el estadístico de LR (ratio de verosimilitud). Esta desventaja también es señalada por la estimación recursiva de los parámetros involucrados (gráfica 12). Sin embargo, los tests de CUSUM (gráficas 10 y 11) parecerían indicar cierta estabilidad de la estimación global.



***Gráfica 10*.** Análisis de estabilidad global.



***Gráfica 11*.** Análisis de estabilidad global.



***Gráfica 12*.** Estimación recursiva de los parámetros.

4. LA DEMANDA DE DINERO COMO INSUMO PARA LA POLÍTICA MONETARIA

La ecuación finalmente estimada para la dinámica de corto plazo de la cantidad real de dinero, puede ser reparametizada de forma tal de obtener una descripción de la evolución de la cantidad nominal de medios de pago, μ_t, del tipo:

$$\mu_t = \pi_t + \alpha_0 + \alpha_1(m_{t-1} - p_{t-1} - \alpha_2 - \alpha_3 y_{t-1} - \alpha_4 i_{t-1} - \alpha_5 T_{t-1}) + \alpha_{6+j} \sum_{j=0}^{J} d\,(y_{t-j}) + a_{6+j+k} \sum_{k=0}^{K} d\,(i_{t-k})$$

donde, sin pérdida de generalidad, se obviaron las dummies estacionales y la variable "Corrida" (Ver Tablas 5 y 8).

Para fines de programación debería definirse un objetivo de inflación de corto plazo[7]:

$$\hat{\pi}_t = \pi_t^* + \theta_1\,(\hat{\pi}_{t-1} - \pi_{t-1})$$

donde π^*_t corresponde al nivel de inflación óptimo deseado en ausencia de errores y θ_1 es un parámetro de política que refleja el grado de impaciencia de la autoridad monetaria por mantenerse en el sendero de inflación óptimo prefijado. Sustituyendo apropiadamente, la tasa de crecimiento para el agregado monetario M1 quedará determinada como:

$$\mu_t = \hat{\pi}_t + \theta_1\,(\hat{\pi}_{t-1} - \pi_{t-1}) + \alpha_0 + \alpha_1(m_{t-1} - p_{t-1} - \alpha_2 - \alpha_3 y_{t-1} - \alpha_4 i_{t-1} - \alpha_5 T_{t-1}) + a_{6+j} \sum_{j=0}^{J} d(y_{t-j}) +$$

$$+ a_{6+j+k} \sum_{k=0}^{K} d\,(i_{t-k})$$

Se postula que el dinero de alto poder, BM_t, mantiene una relación estable con la cantidad nominal de dinero, M_t, a través del multiplicador monetario k_t, del tipo:

$$M_t = k_t\ BM_t = \frac{1}{1-(1-\nu)(1-\xi\ )}\ BM_t$$

donde ν es la proporción media a mantener efectivo por parte del público y ξ es la tasa de encaje efectivo. El cambio en el agregado monetario, μ_t, estará determinado por el cambio en la base, ρ_t, más el efecto de una modificación en la tasa de encaje sobre el multiplicador:

$$\mu_t = \rho_t - (1-\nu)\,k_t\,\Delta\xi_t\,.$$

[7] Ver Della Mea, U., 2002.

Por último, cabe recordar que el agregado monetario que controla la autoridad monetaria es la base monetaria en términos nominales. Por tanto, la regla monetaria en el corto plazo vendrá dada por el siguiente sendero para la base monetaria:

$$\rho_t = \pi_t^* + \theta_1 (\hat{\pi}_{t-1} - \pi_{t-1}) + (1-\nu) k_t + \alpha_0 + \alpha_1 (m_{t-1} - p_{t-1} - \alpha_2 - \alpha_3 y_{t-1} - \alpha_4 i_{t-1} - \alpha_5 T_{t-1}) +$$
$$+ a_{6+j} \sum_{j=0}^{J} d(y_{t+j}) + a_{6+j+k} \sum_{k=0}^{K} d(i_{t+k})$$

el cual es compatible con una inflación objetivo π_t.

A continuación, se presentan las estimaciones de la demanda por saldos nominales, para datos a fin de trimestre y para datos promedio, compatibles con las relaciones de corto plazo estimadas para las correspondientes demandas por saldos reales.

Tabla 9 - Relación de corto plazo
Variable dependiente: d(m)
Período muestral: 1980:4-2002:3
Datos a fin de trimestre

Variable	***Coeficiente***	***Valor estadístico t***
d(p)	1	-
CO-l_{-1}	-0,51	-6,59
(d(y)+d(y(-1))/2	0,43	2,74
d(i)	-0,80	-5,74
d(i(-1))	0,65	3,84
D1	-0,11	-12,56
D3	-0,11	-11,85
D4	0,17	11,17
Corrida	0,05	10,97
R^2 aj. = 0,84 DW = 2,10 SER = 0, 058 SSR = 0,296 Akaike IC = -2,802		
Notas: Idem Tabla 5.		

Tabla 10 - Relación de corto plazo
Variable dependiente: d(m)
Período muestral: 1980:4-2002:3
Datos promedio de trimestre

Variable	*Coeficiente*	*Valor estadístico t*
d(p)	1	-
CO-I_{-1}	-0,49	-5,91
d(y)	0,45	6,37
d(i)	-0,19	-2,50
D1	0,08	7,44
D2+D3	-0,07	-12,96
Corrida	0,07	8,57

R^2 aj. = 0,84 DW = 2,10 SER = 0, 058 SSR = 0,296 Akaike IC = -2,802

Notas: Idem Tabla 8.

5*. EVALUACIÓN Y SELECCiÓN DEL MODELO A UTILIZAR*

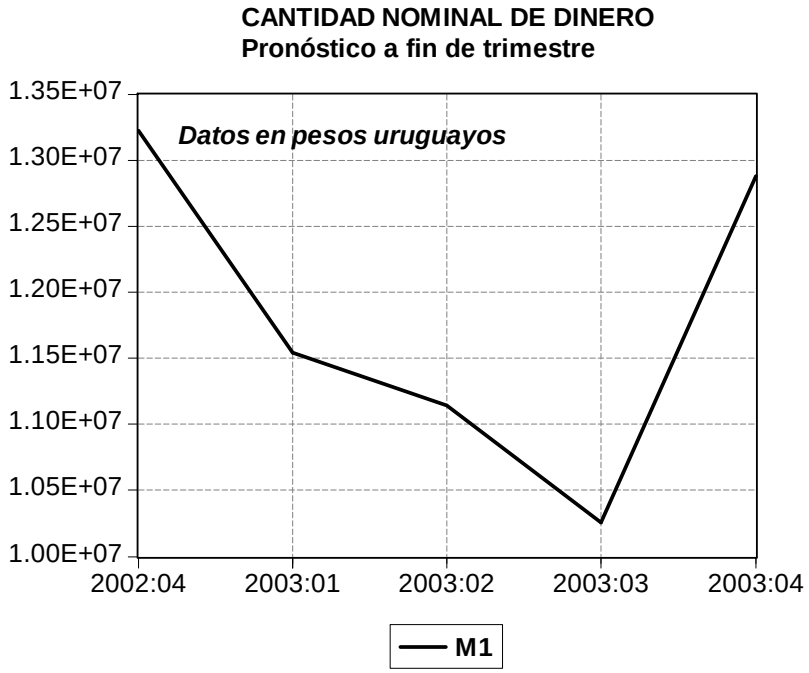
Con ciertos supuestos[8] respecto a la evolución de las variables exógenas para el período 2002.4-2003.4, las ecuaciones estimadas para las demandas de dinero en términos nominales señalan la evolución que se presenta en la tablas 11 y 12 y en las gráficas 13 y 14.

Tabla 11. Pronósticos de la demanda de dinero
Datos a fin de trimestre

Fecha	**Demanda real**		**Demanda nominal**	
	Sin desestac.	**Desestacional.**	**Sin desestac.**	**Desestacional.**
2002.4	8,2	-8,9	13,1	-4,5
2003.1	-12,7	-2,3	-6,8	5,0
2003.2	-3,5	-3,5	2,8	1,5
2003.3	-7,9	-1,9	-2,5	4,0
2003.4	25,5	4,8	31,2	10,1
Año 2003	-2,6	-3,1	22,6	22,0

Notas:
(1) En tasas de variación porcentual respecto al trimestre inmediato anterior. (2) Corresponden al modelo resumido en la tabla 9. (3) Los datos desestacionalizados surgen luego de aplicar el método X12 ARIMA.

[8] Ver Anexo.

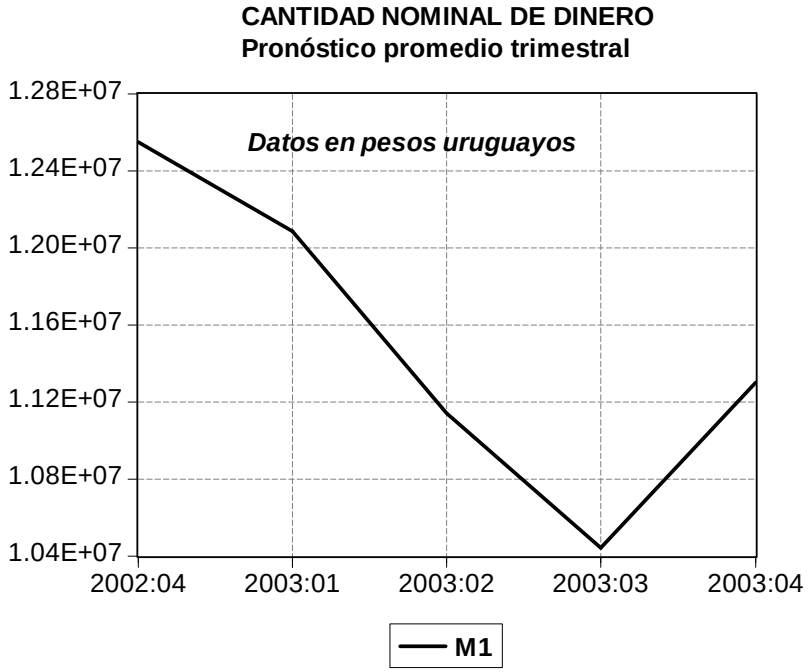


Gráfica 13. Evolución proyectada de M1 (datos a fin de trimestre).

Tabla 12. Pronósticos de la demanda de dinero
Datos promedio de trimestre

Fecha	Demanda real		Demanda nominal	
	Sin desestac.	**Desestacional.**	**Sin desestac.**	**Desestacional.**
2002.4	-1,5	-9,7	5,9	-1,6
2003.1	-3,7	-3,3	2,0	3,0
2003.2	-7,8	-3,1	-1,8	1,3
2003.3	-6,3	-3,0	-0,1	3,0
2003.4	8,2	-0,5	13,8	5,5
Año 2003	-13,9	-9,6	12,6	13,4

Notas:
(1) En tasas de variación porcentual respecto al trimestre inmediato anterior. (2) Corresponden al modelo resumido en la tabla 10. (3) Los datos desestacionalizados surgen luego de aplicar el método X12 ARIMA.



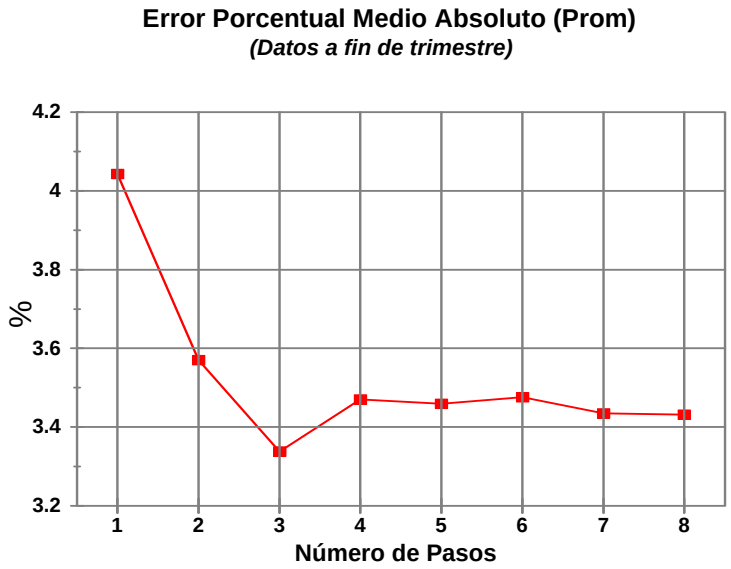
Gráfica 14. Evolución proyectada de M1 (datos promedio de trimestre).

Se utillizó el error porcentual medio como vara para medir la bondad de cada uno de los dos modelos estimados en este trabajo, es decir, la ecuación con datos a fin de trimestre (Tabla 9) y la ecuación con datos promedio del trimestre (Tabla 10). Primero, para cada uno de los modelos, se efectuaron pronósticos de uno a ocho pasos para cuatro muestras móviles: 1979.4-1999.4; 1980.1-2000.1;1980.2-2000.2 y 1980.3-2000.3. Luego, se calcularon los errores porcentuales medio (EPM[9]) para cada uno de los pasos en cada una de las muestras. Entonces, se promediaron los EPM para cada uno de los ocho pasos de pronóstico. Finalmente, se compararon los EPM promedio de cada paso entre los dos modelos. Esos resultados se presentan en la tabla 13 y en las gráficas 15 y 16.

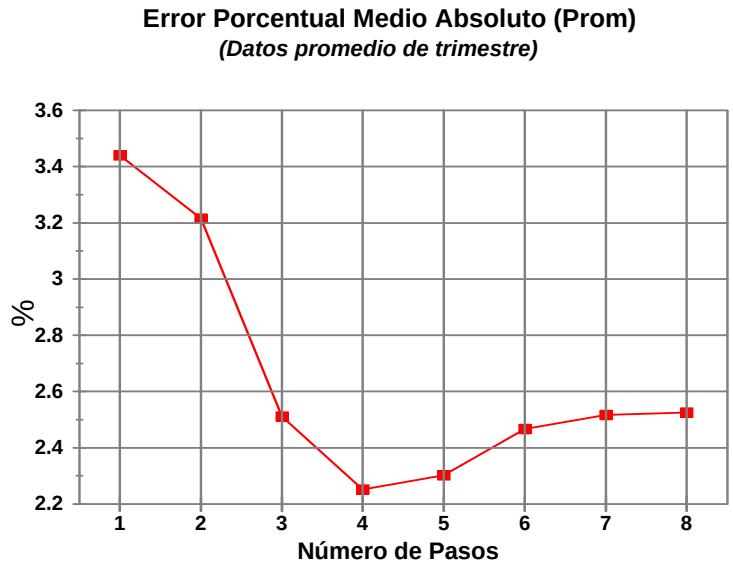
[9] El Error Porcentual Medio se calcula como: $\sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right| \Big/ (h+1)$

Tabla 13. Error porcentual medio, promedio de cuatro muestras móviles.			
Datos a fin de trimestre		**Datos promedio de trimestre**	
Número de pasos	***Error porcentual medio***	***Número de pasos***	***Error porcentual medio***
1	4,0	1	3,4
2	3,6	2	3,2
3	3,3	3	2,5
4	3,5	4	2,3
5	3,5	5	2,3
6	3,5	6	2,5
7	3,4	7	2,5
8	3,4	8	2,5
Notas: (1) Los datos a fin de trimestre corresponden al modelo resumido en la tabla 9 y los datos promedio de trimestre corresponden al modelo resumido en la tabla 10. (2) Para ambos modelos se calcularon los pronósticos a n pasos en base a cuatro muestras móviles: 1979.4-1999.4; 1980.1-2000.1; 1980.2-2000.2 y 1980.3-2000.3. (3) Para cada uno de los modelos, cada valor de los errores porcentuales medio en cada paso corresponde al promedio de los errores incurridos en cada una de las muestras.			

En base a los resultados obtenidos, se seleccionó para fines de programación a la ecuación de la demanda de dinero que ajusta los datos promedio trimestrales.



***Gráfica 15*.** Bondad del pronóstico de la demanda nominal a fin de trimestre.



Gráfica 16. Bondad del pronóstico de la demanda nominal promedio del trimestre.

6. COMENTARIOS FINALES

En este informe, se han estimado dos ecuaciones para la demanda real de dinero para la economía uruguaya en el período 1979:4-2002:3, para datos a fin de trimestre y para datos promedio trimestrales. En cada caso, se logró una especificación que describe conjuntamente la dinámica de corto plazo sin perder de vista la existencia de una relación estable entre los saldos reales y sus fundamentos, esto es, el producto real y la tasa de interés nominal. Dicha estimación resultó ser relativamente aceptable en cuanto al grado de explicación logrado y a la estabilidad presentada tanto por el modelo global como por los parámetros involucrados salvo contadas ocasiones y, aunque es auspiciosa, presenta una desviación típica importante (4,7% para datos a fin de trimestre y 3,8% para datos promedio trimestrales) lo cual pone en evidencia la dificultad que enfrenta la política monetaria en sus proyecciones de corto plazo. En efecto, para proyecciones a ocho pasos, el error porcentual absoluto medio se encuentra en el entorno al 3%. Además, la revisión permanente de las estimaciones realizadas que sirven como base de reglas de política económica, es una práctica saludable por parte de los responsables de la misma.

Finalmente, de este trabajo surgen ciertas inquietudes.

(1) ¿Por qué política monetaria ahora? Si pudiéramos elegir sin restricciones seguramente ésta no sería la opción de política. Dada la situación fiscal y de Activos Externos de Reserva (AER) es muy poco probable que el Uruguay pueda elegir el tipo de manejo monetario-cambiario a realizar.

Dominancia fiscal y política monetaria. A pesar de las restricciones establecidas por la ley al financiamiento del Banco Central del Uruguay al Gobierno, un escenario en el cual el Parlamento encomienda al BCU incrementar su respaldo financiero al Estado es altamente probable en el actual marco político-económico. Si este fuera el caso, la cantidad de dinero sería totalmente endógena. Existe la posibilidad de tratar de esterilizar parte de esa liquidez con operaciones de mercado abierto, sin embargo, esos esfuerzos serían ineficientes y de corta duración. Dada la escasa profundidad de los mercados en pesos, el costo de mantener pequeños montos de financiamiento en pesos de corto plazo es extremadamente alto y, por ende, desaconsejable.

Aún cuando el tema fiscal estuviera controlado en el mediano plazo, el stock de reservas del Banco Central del Uruguay resulta extremadamente bajo para poder llevar adelante una política cambiaria activa en el marco de inestabilidad reinante. Si bien el monto de los AER aparece como suficiente para cubrir la base monetaria en casi dos veces, cuando consideramos la liquidez de los bancos y los flujos de fondos del gobierno, es evidente que la Autoridad Monetaria no dispone de reservas para llevar adelante intervenciones sostenidas en el mercado cambiario. De esta manera, el Banco Central del Uruguay está restringido, y seguirá estándolo presumiblemente por un largo período, a manejar instrumentos monetarios como ***base*** de su actuación.

(2) Restricciones en nuestro conocimiento de la economía a través de modelos.

Para llevar adelante un manejo monetario, asumiendo que no hay dominancia fiscal, es necesario contar con un conjunto completo de herramientas de proyección y análisis del mercado monetario. Esto plantea una serie de desafíos a toda la línea de manejo de la política monetaria que, ordenados por grado de abstracción, serían:

2.1 *El manejo de política monetaria con agregados dolarizados*. El prolongado y profundo proceso de dolarización de la economía ha dejado a Uruguay con agregados monetarios extremadamente pequeños y volátiles. Esto implica que resulta muy difícil

establecer una relación estable y creíble entre el instrumento (base monetaria) y el objetivo final (inflación). De esta manera, el manejo del instrumento puede generar volatilidad adicional que tiende a transmitirse naturalmente al objetivo y a otras variables macroeconómicas relacionadas. En otras palabras, es probable que el manejo de la política no sea preciso, y que introduzca ruidos adicionales al sector real de la economía[10].

2.2 *Necesidad de contar con indicadores líderes*. Para minimizar el ruido real de la política monetario-cambiaria es necesario disponer de instrumentos que permitan monitorear en tiempo real el funcionamiento de la economía. El Banco ha invertido en el desarrollo de ese tipo de instrumentos, siendo el IMAE y el ISAE los dos ejemplos más recientes. Otros indicadores de particular importancia son los de expectativas de inflación y los que anticipan la inflación. El BCU no cuenta con estos indicadores por lo cual no dispondrá de elementos para la evaluación adelantada de su impacto sobre el objetivo.

2.3 *Capacidad del responsable de la política económica de utilizar en forma eficaz y eficiente sus instrumentos*. El éxito de la política de manejo de agregados monetarios descansa en, contando con el capital humano adecuado, buenas herramientas de proyección. En particular, es necesario disponer de una buena identificación de la relación entre el instrumento y el objetivo. Lamentablemente, actualmente los datos de Uruguay no pueden darnos ese instrumento[11] por diferentes razones:

a) *No hay experiencia de flotación limpia*. De hecho, hay pocos episodios de flotación de cualquier tipo en los datos, el último de los cuales finalizó hace más de diez años. Los datos modernos corresponden a la zona de tipo de cambio objetivo. Durante episodios de manejo monetario-cambiario con ancla cambiaria tanto la inflación como la cantidad de dinero son endógenos y se determinan simultáneamente, por lo que la identificación de causalidad bajo estas circunstancias puede resultar espúrea. Cabe recordar que cuando las variables a analizar son integradas de orden uno los tests de causalidad no son confiables[12]. Además, si bien los modelos salvan con holgura las pruebas de estabilidad global, los parámetros estimados muestran ciertos desvíos no deseables.

[10] Lahiri y Vegh (2001) establecen con claridad este punto.

[11] Los estudios realizados hasta la fecha avalan la realización de análisis de sensibilidad, pero no sustentan los ejercicios de cambio de régimen.

[12] En niveles, se encontraron relaciones causales desde el producto y la tasa de interés a los saldos monetarios reales. En primeras diferencias, se rechazó la hipótesis nula de no causalidad à la Granger desde el producto a la cantidad real de dinero; sin embargo, no ocurrió lo mismo con la variación de la tasa de interés y la variación de la cantidad real de dinero.

b) *Problemas de información*. El Banco Central tiene problemas con sus indicadores monetarios:

b.1 Tasa de interés. Para hacer una buena estimación de la demanda de dinero es necesario disponer de una tasa de interés representativa del mercado de pesos. Esta tasa tiene que ser la que surja del promedio ponderado de las colocaciones por plazo. Idealmente, sería una tasa a 90 días para una estimación trimestral.

b.2 Agregados monetarios. Los mejores datos para estimar la demanda de dinero son los datos de promedios diarios. A la fecha, el BCU solo cuenta con datos de fin de mes. En nuestras estimaciones de fin de trimestre usamos el dato de fin del mes correspondiente al último mes del trimestre y en las estimaciones de promedio de trimestre usamos el dato promedio del mismo, pero éstos no dejan de ser promedios de datos de fin de mes. Implícitamente, estamos haciendo dos supuestos muy restrictivos: la estacionalidad intramensual se mantiene constante en todo el período mensual y los fines de mes no son *outliers*.

ANEXO

A continuación, se presentan los supuestos utilizados en el marco de los primeros ejercicios de simulación para el período 2002.4-2003.4, en la División de Política Económica del BCU.

Tabla A1. Supuestos para las simulaciones con datos a fin de trimestre

Fecha	PIB[1]	IPC[1]	Tasa de interés nominal[2]
2002.4	11,1	4,5	44,0
2003.1	-12,3	6,7	40,0
2003.2	2,6	6,5	37,0
2003.3	0,8	5,8	33,5
2003.4	17,0	4,5	30,0

Notas:
(1) En tasas de variación respecto al trimestre anterior. (2) En tasas porcentuales.

Tabla A2. Supuestos para las simulaciones con datos promedio de trimestre

Fecha	PIB[1]	IPC[1]	Tasa de interés nominal[2]
2002.4	11,1	7,5	44,00
2003.1	-12,3	5,8	42,00
2003.2	2,6	6,3	38,50
2003.3	0,8	6,3	36,25
2003.4	17,0	4,8	31,75

Notas:
(1) En tasas de variación respecto al trimestre anterior. (2) En tasas porcentuales.

REFERENCIAS

Bucacos, E., 1993, "La demanda de dinero en Uruguay: una estimación dinámica", *Ilades-Georgetown University*.

Clower, R., 1967, "A reconsideration of the macrofoundations of monetary theory", *Western Economic Journal*, 6, 1-8.

Della Mea, U., 1990 , "La demanda por medios de pago, revisitada", Revista de Economía, Vol.V, Nº 2-3, Diciembre 1990-Abril1991, *Banco Central del Uruguay*.

--------, 2002. "Una nota sobre la instrumentación de la política monetaria". Mimeo, *Banco Central del Uruguay*.

Dolado,J.; N., Ericsson y J. Kremers, 1992 :"The power of cointegration tests". International Finance Discussion Papers*. Board of Governors of the Federal Reserve System*.

Engle, R. y C. Granger, 1987, "Co-integration and error-correction. Representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 35, 251-276.

Johansen, S., 1988, "Statistical analysis of cointegration vectors*, Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.

Johansen, J. y K. Juselius, 1990, "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration, with applications to the demand for money*", Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52 (Mayo), pp,169-210.

Khamis, M. y A. M. Leone, 2001, "Can currency demand be stable under a financial crisis", *IMF Staff Papers*, Vol. 48, Nº2.

Lahiri, A. y C. Vegh, 2001, "Monetary policy, interest rate rules and inflation targeting: some basic equivalences", *NBER*, Working Paper 8684.

Lucas, R. E., 1980, "Two illustrations of the quantity of money", *American Economc Review*, 70(5), 1005-1014.

Sidrauski, M., 1967, "Inflation and economic growth", *Journal of Political Economy*, 75, 534-544.

Sriram S, 2001, "A survey of recent empirical demand studies"*, IMF Staff Papers*, Vol. 47, Nº3.

Wilson, 1989, "An infinite horizon model with money" in J. Green and J.A. Scheinkman (eds.), *General Equilibrium, growth, and trade*, New York, Academic Press.