

LA DEMANDA DE DINERO EN URUGUAY: 1980.1-2002.4

*Elizabeth Bucacos*¹²
ebucacos@bcu.gub.uy

*Gerardo Licandro*¹
glicandr@bcu.gub.uy

Las opiniones vertidas en el presente documento son responsabilidad exclusiva de su(s) autor(es) y no comprometen la opinión del Banco Central del Uruguay

Resumen

La nueva política monetaria inaugurada en Uruguay en julio de 2002, descansa en el supuesto de que el agregado monetario intermedio mantiene una relación razonablemente estable con el nivel de precios y que, además, se ha mantenido estable durante épocas difíciles, en particular, durante crisis financieras (1982-83; 2001-02). En este trabajo, se analiza la estabilidad de la demanda de dinero transaccional y el alcance de la política de agregados monetarios. Primeramente, se ajusta un modelo de corrección de errores a una función de demanda de dinero y se encuentra una relación básica de largo plazo con una dinámica que cumple con los requisitos estadísticos de estabilidad. Luego, al evaluar la ecuación lograda se descubre que el canal monetario no parecería ser el único en la explicación del proceso de formación de precios internos en Uruguay por lo que la política de agregados monetarios, por sí sola, no garantizaría alcanzar una senda de precios determinada.

Palabras clave: demanda de dinero, Uruguay.

JEL: C52, E41, N16.

Abstract

The new monetary policy implemented in Uruguay in July 2002, rests on the existence of a stable relationship between the intermediate monetary aggregate and the price level, particularly during rough times, such as financial crises (1982-83; 2001-02). This paper analyzes the stability of transactional money demand and the power of a monetary-aggregates policy. First, the estimation of an error-correction model for real money balances points out a basic long-run relationship and a reasonable dynamic specification that passes standard stability tests. Then, after its evaluation, it seems as if the monetary channel is not the only one in the explanation of the price formation in Uruguay and that, as a result, the monetary-aggregates policy alone cannot guarantee to reach a predetermined price path.

Key words: demand for money, Uruguay

¹ Agradecen los comentarios y sugerencias de José A. Licandro, Andrés Masoller y Umberto Della Mea, quienes, obviamente, quedan eximidos de cualquier error.

² Agradece muy especialmente a Hildegart Ahumada por su guía en la bibliografía utilizada y en los conceptos analizados y por sus comentarios y sugerencias que, junto a los de los participantes al seminario de discusión interna en el Área de Investigaciones Económicas del BCU, enriquecieron este trabajo. Todos los errores remanentes son de entera responsabilidad de los autores.

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 trabajo 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 1980:1-2002:4, 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 a la Engle-Granger y se 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%. Además, la evidencia empírica señala que la inflación en Uruguay no es un fenómeno monetario exclusivamente y que se requiere información adicional de forma de lograr una ecuación de precios (y/o de tasa de interés) bien especificada(s). Es decir, el canal monetario no parecería ser el único en la explicación del proceso de formación de los precios internos por lo cual una política de agregados monetarios, por sí sola, no garantizaría alcanzar una senda de precios determinada.

La organización del presente trabajo 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 1980-1:2002.4 para datos promedio 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. EI MARCO CONCEPTUAL

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

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

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. Se espera 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 datos trimestrales a fin de trimestre sin desestacionalizar correspondientes al período 1980.1-2002.4³ 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.

Se aplicó el test de Dickey-Fuller aumentado (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

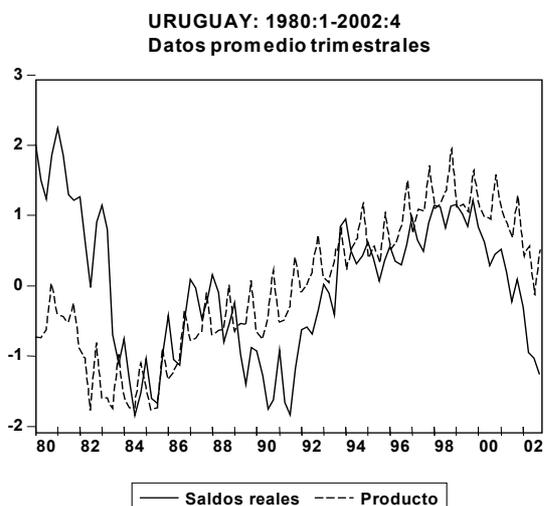
³ En un estudio previo, se utilizaron dos conjuntos de datos para el período 1979.4-2002.3: a fin de trimestre y promedio del trimestre. En base a criterios de eficiencia en las proyecciones, se eligió la estimación realizada con datos promedio por ser la que reportaba menor error porcentual medio para muestras móviles a ocho pasos. Finalmente, la muestra se cambió a 1980.1-2002.4 al sustituir la tasa de interés nominal y actualizar las estimaciones. Ver Bucacos-Licandro (2002) y Bucacos (2003).

presentes en todas y las series continúan moviéndose juntas a pesar de los mismos (ver gráficas 1 2). 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).

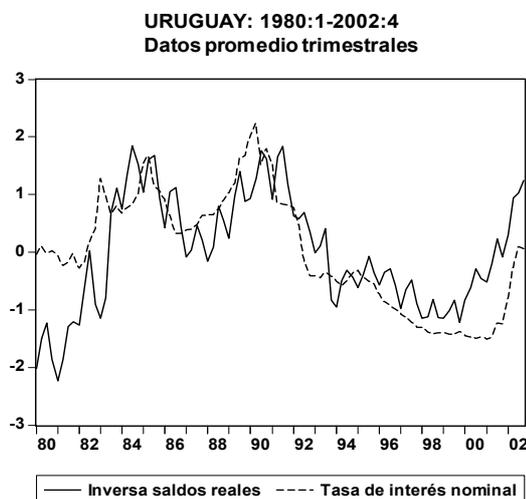
Cuadro 1. Análisis de Estacionariedad (1980:1-2002:4)						
Datos promedio de trimestre						
Serie	Estadístico ADF	Estadístico DW	Número Rezagos	Incluye constante	Incluye tendencia	Orden de integración
m-p	-1,72	2,04	3	Sí	No	1
y	-0,11	2,08	6	No	No	1
i	-1,55	2,00	7	Sí	No	1
d(m-p)	-6,39	2,06	2	No	No	0
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; $d(X) = X - X_{-1}$.

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.



Gráfica 1. Evolución de los saldos reales y el producto.



Gráfica 2. Evolución de la inversa de los saldos reales y la tasa de interés nominal.

Las gráficas 1 y 2 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. 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.

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.

El test de Johansen-Juselius, por su parte, arroja un resultado contundente. En efecto, tanto el test de la traza como el test del máximo eigenvalue indican la existencia de una relación de cointegración en el largo plazo entre las variables analizadas, al 5% y al 1% (ver tabla 2).

Tabla 2 - Análisis de Cointegración (Johansen-Juselius)				
Período: 1980:1-2002:4				
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	0,31	53,08	42,44	48,45
Como máximo 1	0,17	21,40	25,32	30,45
Como máximo 2	0,06	5,09	12,25	16,26
El test de la traza indica 1 vector cointegrador 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*	0,31	31,67	25,54	30,34
Como máximo 1	0,17	16,32	18,96	23,65
Como máximo 2	0,06	5,08	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	-0,61 (0,14)			
y	0,15 (0,13)			
i	-0,15 (0,18)			
II.2 β' (Vector cointegrador)				
Variable	m-p	y	i	T
	1,00	-1,09 (0,11)	0,46 (0,05)	0,009 (0,0006)

En la tabla 3, 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. En la tabla 4, por su parte, se presentan los resultados correspondientes a la relación de corto plazo.

Tabla 3 - RELACIÓN DE LARGO PLAZO		
Variable dependiente: m-p		
Período muestral: 1980:1-2002:4		
Datos promedio trimestrales		
Variable	Coefficiente	Valor estadístico t
Constante	8,29	12,72
y	0,80	5,76
i	-0,46	-8,97
T	-0,007	-10,46
D2	-0,06	-2,87
D3	-0,12	-5,68
D4	-0,14	-5,56
R ² aj. = 0,82 DW = 0,68 SER = 0, 071 SSR = 0,4324 Akaike IC = -2,37		

Tabla 4 - RELACIÓN DE CORTO PLAZO		
Variable dependiente: d(m-p)		
Período muestral: 1980:2-2002:4		
Datos promedio trimestrales		
Variable	Coefficiente	Valor estadístico t²
CO-I ₁	-0,44	-5,81
d(y)	0,46	6,47
d(i)	-0,19	-2,49
D1	0,08	7,40
D2+D3	-0,07	-12,00
Corrida	0,06	8,12
Semana de Turismo	0,02	2,40
R ² aj.=0,75 DW =1,66 SER =0, 037 SSR =0,12 Akaike IC = -3,68 Schwarz IC = -3,49 Reset(1): F = 0.01 (0.91), LR = 0.02 (0.90) Reset(2): F = 0.26 (0.77), LR = 0.57 (0.75)		
<i>Tests practicados en los residuos establecen que:</i>		
(1) Están <i>incorrelacionados</i> . LM(2): F = 1,91 (0,15); nR ² = 4,04 (0,13). Son estacionarios.		
(2) No están <i>distribuidos normalmente</i> . JB=13,20 (0.00), Skewness=-0,09; Curtosis=4,86		
(3) Son <i>homoscedásticos</i> .		
ARCH(2): F = 0,36 (0,70); nR ² = 0,74(0,69); White: F = 0,70 (0,74); nR ² = 8,90 (0,71); White2: F = 0,72 (0,80); nR ² = 16,41 (0,74).		
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 2 en 1982.4, 1983.1 y en 2002.3; 1 en 1983.2 y 0 en el resto de la muestra; Semana de Turismo = vale 1 en el trimestre en el cual cayó, 0,5 cuando cayó en más de un trimestre y 0 en el resto de la muestra.		
(2) Valores estándar consistentes con heteroscedasticidad à la White.		

4. EVALUACIÓN DEL MODELO

La presente sección es un resumen del análisis realizado en Bucacos (2003b).

4.1 Evaluación de la ecuación de corto plazo

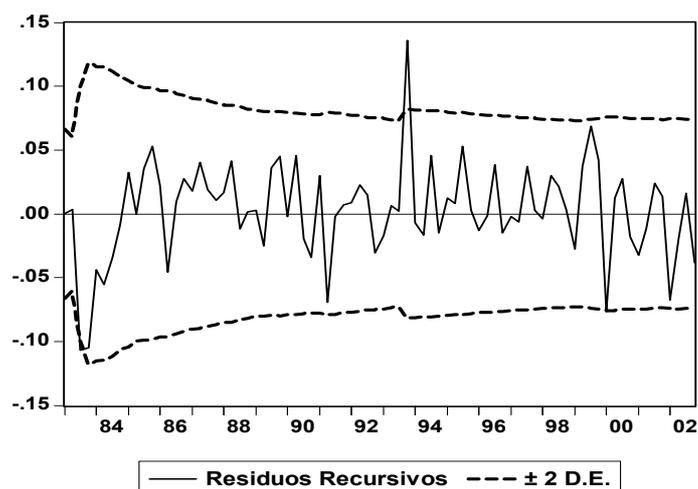
El ajuste de un modelo de cointegración en dos etapas para la función de demanda de dinero, arribó a una ecuación con una interpretación económica clara (ver tablas 3 y 4). En el largo plazo, las tenencias reales de moneda están determinadas por las transacciones y la tasa de interés, con una caída sostenida de la demanda de dinero a lo largo del tiempo debido a cambios tecnológicos⁴. En el corto plazo, los agentes aumentan (disminuyen) sus tenencias de dinero en un 44% del exceso de demanda (oferta) del trimestre anterior. Además, cambios ocurridos en el nivel de actividad y en el costo de oportunidad de mantener dinero, afectan la cantidad de dinero deseada por el público. Por último, más allá de ciertos factores estacionales determinísticos⁵, la demanda por saldos reales parecería haber sufrido un incremento adicional en ciertos momentos, fruto de la inestabilidad bancaria por la que atravesó el país en dos ocasiones puntuales a lo largo del período del presente estudio.

Los tests de diagnóstico aplicados a la especificación final arribada en este trabajo, señalan errores bastante bien comportados: incorrelacionados, estacionarios, pero no distribuidos normalmente (Ver tabla 4). En cuanto a la varianza de los residuos, los resultados son un tanto contradictorios. Las pruebas efectuadas rechazan la existencia de un patrón ARCH en la varianza de los residuos e indican la posibilidad de que sea GARCH; sin embargo, la estimación de la ecuación postulando varianza no constante señala un patrón ARCH(1). El test de cuadrados de CUSUM (como señalamos más adelante), sin embargo, sugeriría que la varianza de los residuos fue relativamente estable durante el período muestral. Por ese motivo se prefirieron los resultados que provienen de una estimación mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), con varianza constante, con errores estándar consistentes con heteroscedasticidad y covarianzas a la White.

No se habrían detectado problemas de especificación, de acuerdo al test Reset, por lo que los estimadores no serían sesgados ni inconsistentes. En cuanto a la estabilidad, la estimación recursiva de los residuos señala solamente un dato en la muestra (1993.4) fuera de la banda de más menos dos errores estándar (Ver gráfica 3). El correspondiente test de Chow ofrece resultados un tanto contradictorios. En efecto, aplicando el test de punto de quiebre, no es posible rechazar al 1% la hipótesis nula de inexistencia de quiebre estructural, pero sí al 5% utilizando los dos estadísticos estándar; en tanto que el test de pronóstico parecería rechazar aquella hipótesis nula holgadamente cuando se utiliza el estadístico F pero solamente al 1% para el estadístico LR (Ver tabla 5).

⁴ Los cambios tecnológicos que se han venido produciendo en la demanda por saldos reales en las últimas décadas, han afectado negativamente la posibilidad de contar con un instrumento muy práctico, aunque muy ineficiente y distorsionante, a la hora de cerrar las cuentas fiscales. Resultados de simulaciones efectuadas permiten señalar que, mientras en la década de los ochenta era posible solventar hasta 5 puntos del producto, en los noventa 2.5 y en la actualidad el señoreaje solamente aportaría alrededor de 0.7 puntos del producto al financiamiento de la brecha fiscal. Ver Bucacos, 2003a.

⁵ Se incorporaron *dummies* correspondientes a cada uno de los trimestres del año y una dummy relativa a la presencia de Semana de Turismo.

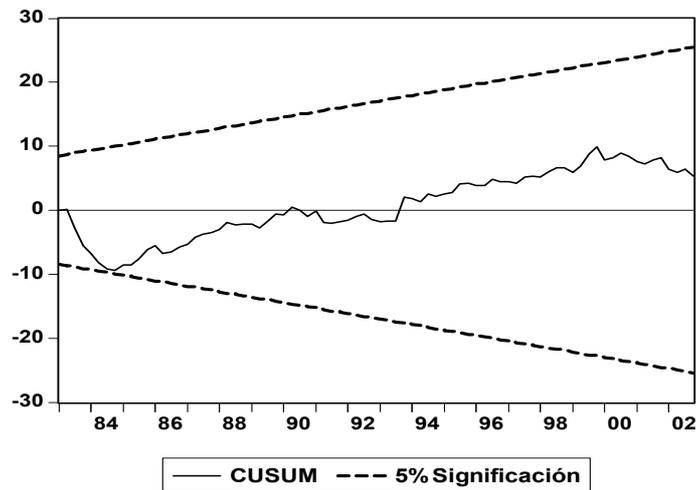


Gráfica 3. Test de los residuos recursivos.

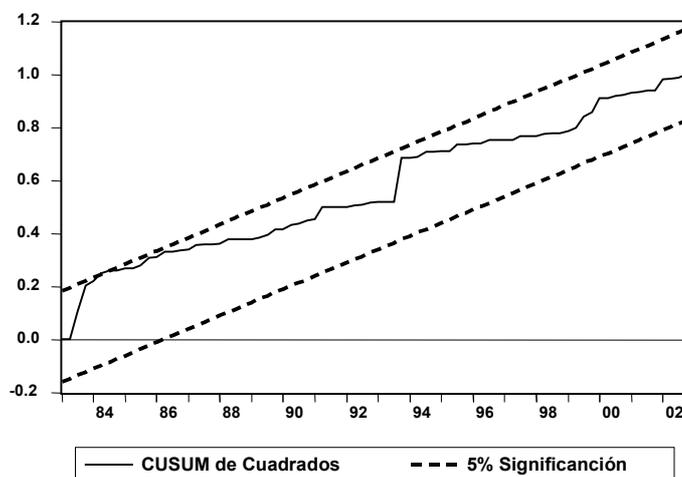
Tabla 5 - TEST DE CHOW SOBRE LA DEMANDA DE DINERO				
5.1 Test de punto de quiebre				
<i>H₀: No hubo quiebre estructural en 1993:4</i>				
Estadístico		Probabilidad	Valor de tablas	Resultado
Tipo	Valor			
F	2,47	0,024	2,05 (5%); 2,74 (1%)	No rechazo H ₀ (1%)
LR	18,40	0,010	15,5 (5%); 20,1 (1%)	No rechazo H ₀ (1%)
5.2 Test de pronóstico				
<i>H₀: No hubo quiebre estructural en 1993:4</i>				
Estadístico		Probabilidad	Valor de tablas	Resultado
Tipo	Valor			
F	1,07	0,409	1,65 (5%); 2,04 (1%)	No rechazo H ₀ (1%)
LR	55,76	0,025	55,8 (5%); 63,7 (1%)	No rechazo H ₀ (1%)

En todo caso, parecería ser un problema puntual, pues el test CUSUM (Brown, Durbin, and Evans, 1975), que se presenta en la gráfica 4, no encuentra inestabilidad de los parámetros ya que la suma acumulada de los residuos recursivos está dentro del área entre las dos líneas críticas del 5%. En la gráfica 5 puede verse que la suma acumulada de los cuadrados de los residuos también se encuentra dentro de las líneas de 5% de significación para toda la muestra.

Otra forma de testear la bondad del ajuste a la ecuación de demanda durante el período muestral, consiste en analizar si el valor de la variable dependiente en el momento t pudo haber provenido del modelo ajustado para los datos hasta ese momento. Para ello, cada error se compara con la desviación estándar para toda la muestra. En la porción inferior de la gráfica 6 se señalan los puntos en los que la hipótesis de constancia de parámetros sería rechazada a niveles del 5, 10 y 15%. Se observa que la performance del modelo no fue buena en siete ocasiones, pero solamente en 1993.4 aquella constancia podría ser rechazada.

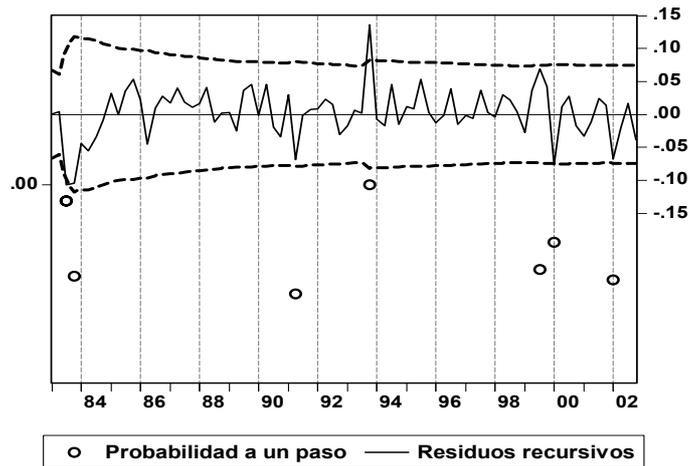


Gráfica 4. Test CUSUM.

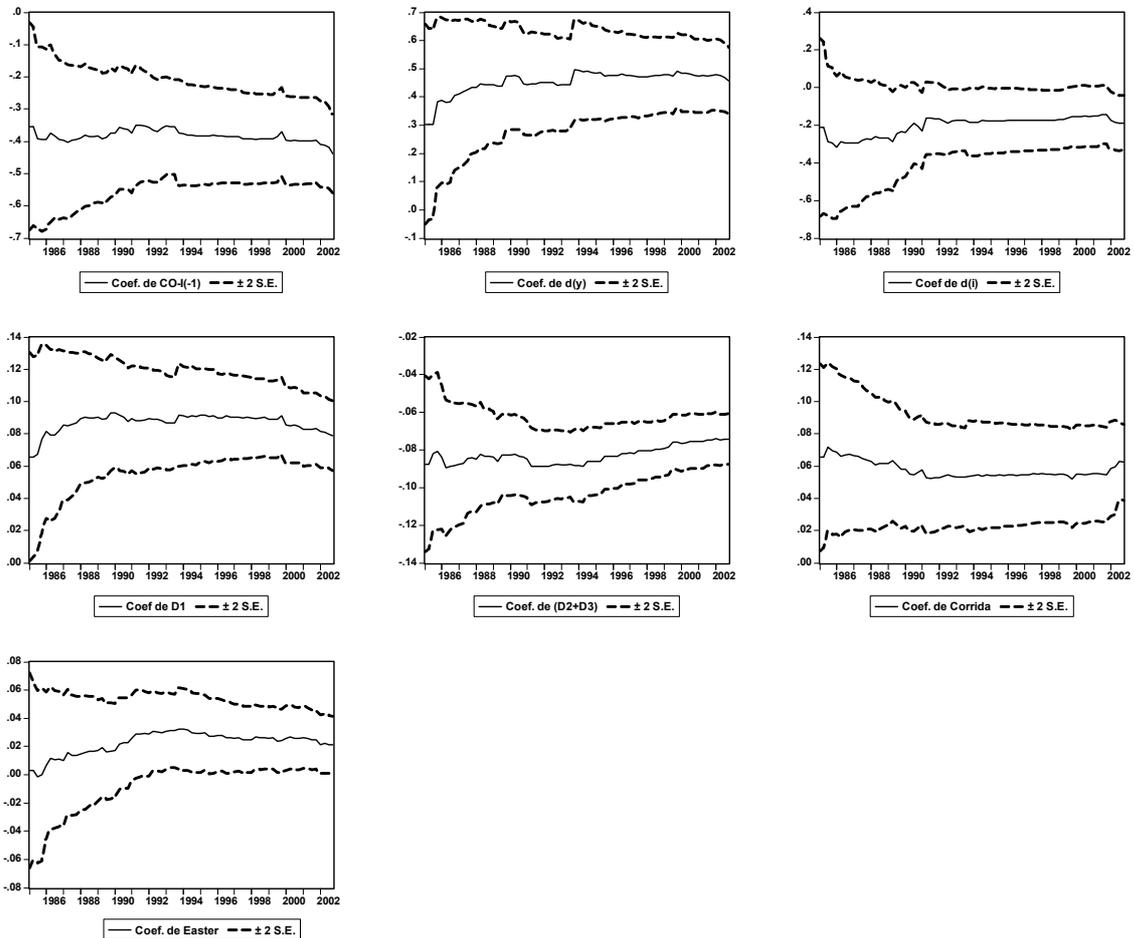


Gráfica 5. Test de la suma acumulada de los cuadrados de los residuos.

Si el coeficiente presenta una variación significativa a medida que más información ingresa a la estimación de la ecuación de demanda de dinero, estamos ante una indicación clara de inestabilidad. La estimación recursiva de los parámetros (gráfica 7) parecería descartar esa posibilidad, pues las variaciones de dichas estimaciones, aunque presentes, no son significativas y las bandas correspondientes van estrechándose a medida que aumenta el tamaño de la muestra.



Gráfica 6. Bondad de ajuste del modelo.



Gráfica 7. Estimación recursiva de los parámetros.

En resumen, podría decirse que el ajuste logrado refleja razonablemente bien el proceso generador de los datos de la demanda por saldos reales, explicando alrededor de un 75% de la variación de la cantidad real deseada por el público en el período 1980.1-2002.4. Los parámetros parecerían ser estadísticamente estables y los errores, relativamente bien comportados, estarían incorrelacionados, serían estacionarios y de varianza constante aunque alta (3,7%).

4.2 Análisis de exogeneidad

Como bien resume Ericsson (1994), la categorización de una variable como "exógena" depende de que esa variable pueda ser considerada como "dada" sin perder información con respecto a la finalidad que estemos considerando, es decir, depende de los parámetros de interés para el investigador y del propósito del modelo, ya sea inferencia estadística, pronóstico o análisis de cambio de escenario de política⁶. Son estos tres propósitos los que definen tres tipos de exogeneidad que Engle, Hendry y Richard (1983) llaman débil, fuerte y super. Supuestos de exogeneidad erróneos pueden determinar inferencias ineficientes o inconsistentes y generar pronósticos y simulaciones de políticas equivocadas.

Para que un modelo uniecuacional sea eficiente⁷ se requiere *exogeneidad débil* de los regresores del período corriente. La ecuación de corto plazo cuenta con dos: el producto real y la tasa de interés. Cuando exogeneidad débil va unida a la existencia de causalidad à la Granger, estamos ante la presencia de *exogeneidad fuerte*, la cual nos permite realizar inferencias respecto al efecto que podría esperarse en la variable explicada ante un cambio en alguna de las variables explicativas. A vía de ejemplo, podríamos responder cuánto esperamos que cambie M1R si el nivel de actividad comenzara a recuperarse. Finalmente, *superexogeneidad* es muy importante para la política económica, aunque no tanto para la estimación y la inferencia. Ello es así debido a que superexogeneidad implica que la crítica de Lucas no se cumple para la clase relevante de intervenciones, es decir, en nuestro caso los parámetros de la ecuación de dinero se mantendrían constantes aún cuando cambiaran los procesos generadores del producto y la tasa de interés. Exogeneidad débil es una condición necesaria para superexogeneidad en tanto que "exogeneidad cointegrada" establece la base para los pronósticos condicionados en los sistemas cointegrados.

4.2.1 Exogeneidad débil

Las pruebas realizadas al respecto en la ecuación de demanda de dinero para Uruguay que nos ocupa en este informe, respaldan la presencia de exogeneidad débil, pues el vector cointegrador no aparece como significativo en las ecuaciones de producto real y tasa de interés. (Johansen, 1992). Ver tablas 6, 7 y 8.

Tabla 6 - RESULTADOS DEL ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN						
Muestra: 1980:1-2002:4						
Variable	Matriz α (desviación estándar entre paréntesis)			Vectores cointegradores β'		
m-p	-0,61(0,14)	-0,03	0,01	1	-1,09	0,46
y	0,15(0,13)	0,04	-0,02	1,03	1	-0,71
i	-0,15(0,18)	0,03	-0,09	0,40	1,46	1

⁶ Ver Bucacos (1999).

⁷ Para que la estimación y el testeo de hipótesis sea eficiente, es decir, para que la inferencia acerca de los parámetros de interés pueda realizarse en base a la densidad condicional (la demanda de dinero) solamente, sin pérdida de información.

Tabla 7 - ANÁLISIS DE EXOGENEIDAD DÉBIL DEL PRODUCTO
Variable dependiente: d(y)
Período muestral: 1980:1-2002:4

Variable	Coefficiente	Estadístico t
Constante	-0,03	-5,62
CO-I ₋₁	0,01	0,19
d(y) ₋₁	-0,31	-5,55
d(y) ₋₃	0,27	4,11
d(y) ₋₄	0,36	3,83
D4	0,14	6,46
R ² aj.= 0,86 σ = 3,2% SSR = 0,0892 AIC = -3,99 SIC = -3,85 DW = 1,77		

Notas:

(1) Las variables son las mismas que las detallas en los cuadros 2 y 3. (2) La no significatividad estadística de la incorporación del vector cointegrador (entre la demanda real y sus fundamentos, esto es, el producto real y la tasa de interés nominal) señala que el producto es débilmente exógeno para la determinación de los parámetros de la demanda de dinero.

Tabla 8 - ANÁLISIS DE EXOGENEIDAD DÉBIL DE LA TASA DE INTERÉS
Variable dependiente: d(i)
Período muestral: 1980:1-2002:4

Variable	Coefficiente	Estadístico t
CO-I ₋₁	-0,03	-0,26
d(i) ₋₁	0,44	4,85
d(i) ₋₃	0,25	3,31
R ² aj.= 0,08 σ = 2,8% SSR = 0,2994 AIC = -3,22 SIC = -3,06 DW = 2,25		

Ecuación de la varianza

Variable	Coefficiente	Estadístico t
Constante	3,3e-05	0,60
ARCH(1)	1,02	2,82
GARCH(1)	0,45	3,69

Notas:

(1) Las variables son las mismas que las detallas en las tablas 2 y 3. (2) La no significatividad estadística de la incorporación del vector cointegrador (entre la demanda real y sus fundamentos, esto es, el producto real y la tasa de interés nominal) señala que la tasa de interés nominal es débilmente exógena para la determinación de los parámetros de la demanda de dinero.

En la tabla 6 se presentan los resultados del análisis de cointegración aplicando el procedimiento de Johansen (1992). El vector cointegrador de la ecuación de demanda no entra en las ecuaciones de producto ni de tasa de interés; ese es un requisito necesario para que sean débilmente exógenas en una ecuación condicional de demanda de dinero. Este resultado es reforzado por la no significatividad estadística del vector cointegrador en las ecuaciones estáticas de producto y de tasa de interés (tablas 7 y 8).

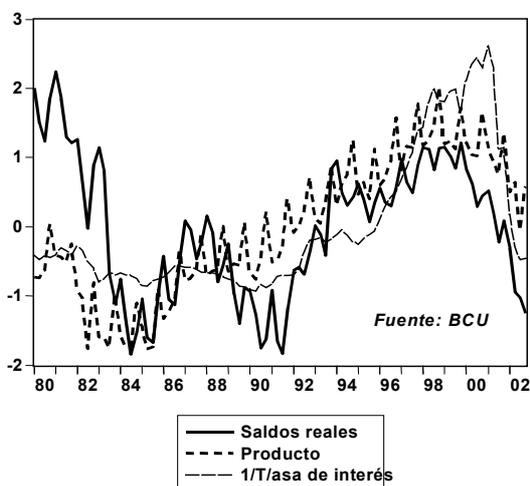
4.2.2 Exogeneidad fuerte

Exogeneidad fuerte permite la realización de predicciones de la variable dependiente (demanda de dinero) varios pasos hacia adelante, condicional en las predicciones de la variable exógena (producto, tasa de interés), las que vienen dadas solamente por sus propios valores pasados, debido a que no es causada en el sentido de Granger por la variable dependiente.

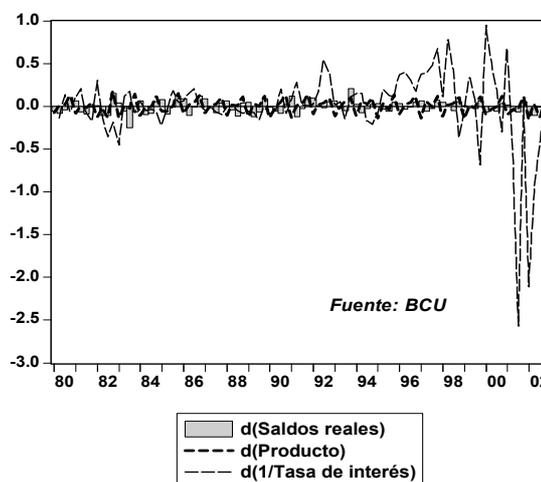
Tabla 9 - ANÁLISIS DE CAUSALIDAD						
Causa a →	m-p	y	i	$\Delta(m-p)$	Δy	Δi
m-p	-	No ^{3,4}	No ^{2,4}	-	-	-
y	Si ^{3,4}	-	No ^{3,4}	-	-	-
i	Si ^{2,4}	Si ^{3,4}	-	-	-	-
$\Delta(m-p)$	-	-	-	-	No ^{3,6}	No ^{1,7}
Δy	-	-	-	Si ^{3,6}	-	No ^{1,5}
Δi	-	-	-	Si ^{1,7}	Si ^{1,5}	-

Notas:
 (1) Significativo al 5%. (2) Significativo al 2%. (3) Significativo al 1%. (4) Con un rezago. (5) Con dos rezagos. (6) Con 10 rezagos. (7) Con 15 rezagos.

En la tabla 9 se presentan los resultados del análisis de causalidad a la Granger. Según ellos, el producto real y la tasa de interés nominal causan en el sentido de Granger a la demanda por saldos reales, tanto en niveles como en primeras diferencias. Cabe recordar que dichos tests no son concluyentes ante la presencia de quiebres estructurales en el período muestral (Ohanian, 1985). En todo caso, la observación de la evolución de las series involucradas parecería indicar que dichos quiebres estarían presentes en todas y las series continúan moviéndose juntas a pesar de los mismos (Ver gráficas 8 y 9).



Gráfica 8. Saldos reales, producto y tasa de interés, en niveles.



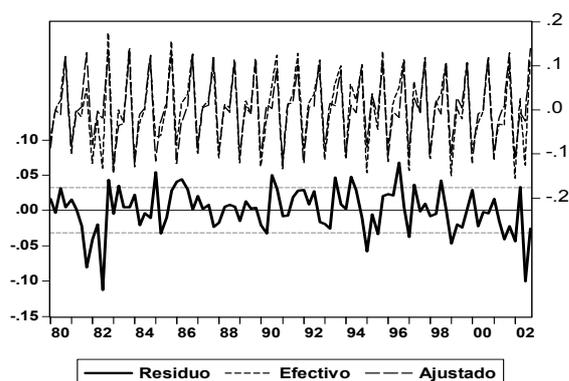
Gráfica 9. Saldos reales, producto y tasa de interés, en primeras diferencias.

4.2.3 Superexogeneidad

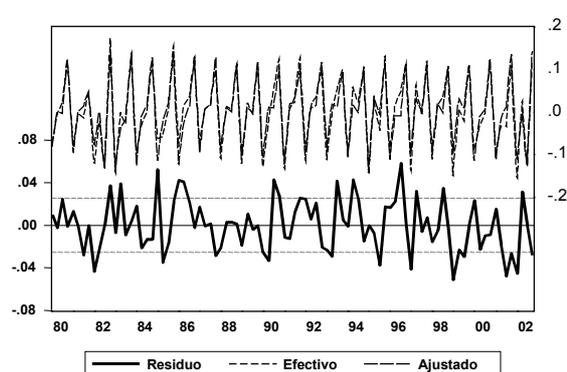
En el caso de la demanda de dinero, si los parámetros en la función de demanda son invariantes ante cambios específicos de los parámetros de la función (marginal) de la tasa de interés y de la función (marginal) del producto, entonces la tasa de interés y el producto son superexógenos para los parámetros en la función de demanda de dinero.

El ajuste de un modelo autorregresivo simple para el producto puede mejorarse si se le adicionan variables dummy de choque⁸ en, al menos cuatro momentos a lo largo del período muestral (Ver tabla 10 y gráficas 10 y 11). Lo mismo sucede para la tasa de interés nominal, aunque el número de quiebres experimentados por esa serie en el período muestral es mayor que los encontrados en el producto real. (Ver tabla 11 y gráficas 12 y 13).

Tabla 10 - ANÁLISIS DE SUPEREXOGENEIDAD DEL PRODUCTO		
Variable dependiente: $d(y)$		
Período muestral: 1980:2-2002:4		
10.1 Función del producto		
Variable	Coefficiente	Estadístico t
Constante	-0,03	-5,78
$d(y)_{-1}$	-0,31	-5,94
$d(y)_{-3}$	0,28	4,19
$d(y)_{-4}$	0,35	3,97
D4	0,14	6,73
R ² aj.= 0,86 σ = 3,2% SSR = 0,0889 AIC = -3,96 SIC = -3,80 DW = 1,76		
10.2 Función del producto ajustada		
Variable	Coefficiente	Estadístico t
Constante	-0,03	-6,94
$d(y)_{-1}$	-0,32	-7,57
$d(y)_{-3}$	0,33	6,08
$d(y)_{-4}$	0,32	4,48
D4	0,15	8,98
D814	-0,09	-3,25
D823	-0,12	-4,51
D951	-0,06	-2,46
D023	-0,11	-4,11
R ² aj.= 0,91 σ = 2,6% SSR = 0,0547 AIC = -4,39 SIC = -4,15 DW = 1,76		



Gráfica 10. Ajuste de la función del producto.



Gráfica 11. Ajuste de la función del producto luego de incorporar variables *dummy*.

⁸ Una variable es superexógena con respecto a una clase específica de intervenciones, es decir, aquellas que ocurrieron en la muestra, pero no tiene por qué serlo para intervenciones fuera de la muestra.

Tabla 11 - ANÁLISIS DE SUPEREXOGENEIDAD DE LA TASA DE INTERÉS
Variable dependiente: d(i)
Período muestral: 1980:2-2002:4

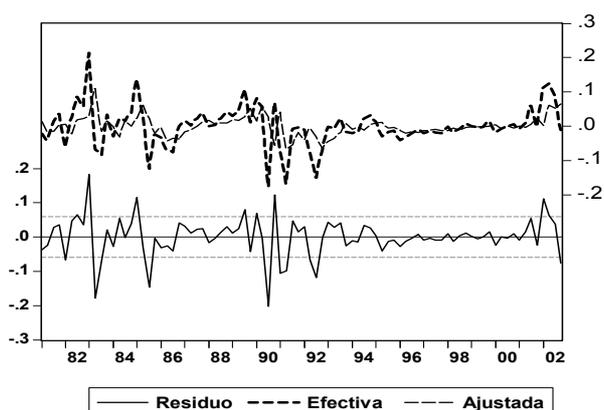
11.1 Función de la tasa de interés

Variable	Coefficiente	Estadístico t
d(i) ₋₁	0,42	4,34
d(i) ₋₃	0,23	2,94
Ecuación de la varianza		
Variable	Coefficiente	Estadístico t
Constante	2,79e-05	0,67
ARCH(1)	1,08	2,82
GARCH(1)	0,44	3,68
R ² aj. = 0,02 σ = 5,9% SSR = 0,2880 AIC = -3,26 SIC = -3,12 DW = 2,18		

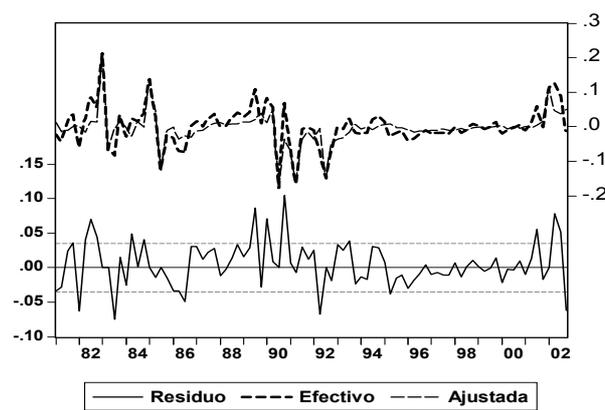
11.2 Función de la tasa de interés ajustada

Variable	Coefficiente	Estadístico t
d(i) ₋₁	0,30	2,80
d(i) ₋₃	0,21	2,93
D831	0,19	30,42
D832	-0,15	-6,55
D851	0,12	28,11
D853	-0,14	-35,93
D903	-0,20	-32,73
D911+D912	-0,10	-15,32
D923	-0,13	-16,34
D021	0,11	154,67
R ² aj. = 0,65 σ = 3,5% SSR = 0,0956 AIC = -3,76 SIC = -3,48 DW = 1,83		

Notas: (1) La variable i corresponde a la tasa de interés nominal para depósitos de hasta 180 días. (2) Las variables *dummy* valen 1 en el momento de su denominación y cero en el resto de la muestra.



Gráfica 12. Ajuste a la función de la tasa de interés.



Gráfica 13. Ajuste de la función de la tasa de interés, después de considerar variables dummy.

**Tabla 12 - ANÁLISIS DE SUPEREXOGENEIDAD DEL PRODUCTO
Y LA TASA DE INTERÉS**
Variable dependiente: $d(m-p)$
Período muestral: 1980:2-2002:4

Variable	Coefficiente	Estadístico t
CO-L ₁	-0,43	-4,85
d(y)	0,49	5,13
d(i)	-0,14	-1,23
D1	0,08	6,55
D2+D3	-0,08	-10,20
Corrida	0,05	3,99
Semana de Turismo	0,03	2,84
<i>D814</i>	-0,02	-2,58
<i>D823</i>	0,03	1,87
<i>D951</i>	0,02	2,30
<i>D023</i>	0,04	1,30
<i>D831</i>	0,00	0,09
<i>D832</i>	0,06	2,20
<i>D851</i>	-0,00	-0,04
<i>D853</i>	0,04	2,40
<i>D903</i>	-0,01	-0,24
<i>D911+D912</i>	-0,01	-0,32
<i>D923</i>	0,01	0,41
<i>D021</i>	-0,07	-3,98
R ² aj.= 0,74 σ = 3,8% SSR = 0,1045 AIC = -3,51 SIC = -3,00 DW = 1,57		

Nota:

Se realizó una prueba de significación conjunta, dando por resultado un valor crítico de 0,62 que, frente a los valores de tablas de 1,89 y 2,45 al 5% y 1% respectivamente, lleva a rechazar la hipótesis nula de significatividad de los parámetros correspondientes a las variables *dummy* (en itálica) del modelo ampliado.

Como se observa en la tabla 12, la incorporación de las variables *dummy* correspondientes a las ecuaciones de producto y de tasa de interés no resultaron ser significativas en conjunto y los valores de los parámetros de la ecuación de demanda de dinero original no variaron significativamente. El parámetro correspondiente a la tasa de interés, sin embargo, no resulta ser significativo, salvo que se elimine la variable D021. Cuando la estimación se realiza incorporando funciones de los residuos de las ecuaciones (ajustadas) del producto y de la tasa de interés, las mismas no resultan significativas y los valores de los parámetros de la ecuación de demanda de dinero no se modifican (ver cuadro 13). *En consecuencia*, se debería concluir la superexogeneidad del producto y de la tasa de interés (tentativamente) a la determinación de los parámetros de la ecuación de demanda de dinero.

**Tabla 13. ANÁLISIS DE SUPEREXOGENEIDAD DEL PRODUCTO
Y LA TASA DE INTERÉS**
Variable dependiente: $d(m-p)$
Período muestral: 1980:2-2002:4

Variable	Coefficiente	Estadístico t
CO-L ₁	-0,44	-5,74
D(y)	0,46	5,44
d(i)	-0,13	-1,78

D1	0,08	5,97
D2+D3	-0,07	-9,75
Corrida	0,07	7,78
Semana de Turismo	0,02	2,32
<i>Res_y</i>	0,03	0,19
<i>Res_y x Res_y</i>	-3,36	-0,67
<i>Res_i</i>	-0,09	-0,55
<i>Res_i x Res_i</i>	-1,87	-1,36
$R^2 = 0,75$ $\sigma = 3,7\%$ $SSR = 0,1051$ $AIC = -3,64$ $SIC = -3,33$ $DW = 1,65$ Chow quiebre (1983:4): $F = 1,00$ (0,46), $LR = 13,55$ (0,26) $JB = 18,41$ (0,00) Chow pronóstico (1983:4): $F = 1,32$ (0,18), $LR = 64,17$ (0,00) Chow quiebre (1993:4): $F = 2,36$ (0,02), $LR = 29,20$ (0,00) Chow pronóstico (1993:4): $F = 1,28$ (0,22), $LR = 68,81$ (0,00) LM(2): $F = 1,69$ (0,19), $nR^2 = 3,78$ (0,15) ARCH(2): $F = 0,28$ (0,60), $nR^2 = 0,28$ (0,59) White: $F = 0,49$ (0,95), $n R^2 = 10,04$ (0,93)		
Notas: (1) Las últimas cuatro variables corresponden a los residuos (y sus cuadrados) de las regresiones de las funciones ajustadas para el producto y la tasa de interés, respectivamente. (2) Se realizó una prueba de significación conjunta, dando por resultado un valor crítico de 1,07 que, frente a los valores de tablas de 2,12 y 2,87 para 5% y 1% respectivamente, lleva a rechazar la hipótesis nula de significatividad de los parámetros correspondientes a las funciones de los residuos (en <i>itálica</i>) del modelo ampliado.		

La presencia (empírica) de superexogeneidad tiene varias consecuencias para la política económica. Primero, permite salvar la "crítica de Lucas" (1976): cambios en las reglas del responsable de política económica (que se ven en las funciones del producto y/o de la tasa de interés) no afectan los parámetros de la ecuación de dinero. Segundo, la inversión del modelo condicional es inválida debido a que el modelo invertido no es constante⁹ (Hendry (1985), Hendry y Ericsson (1991)). Tercero, es posible identificar parámetros unívocamente, porque cualquier combinación no trivial de las ecuaciones condicional y marginal sería no constante (Hendry, 1987). Cuarto, no causalidad à la Granger no es ni necesaria ni suficiente para realizar análisis de política¹⁰, mientras que sí lo es para el concepto de exogeneidad fuerte, la cual es relevante para realizar pronósticos.

Detengámonos en la segunda consecuencia de la presencia de superexogeneidad, es decir, en la invalidez de la invertibilidad de la ecuación condicional. La ecuación estimada se refiere a la cantidad real de dinero ($m-p$) demandada por los agentes que, sin pérdida de generalidad, puede escribirse como: $m - a_0 p = a_1 y - a_2 i$ donde las variables son las habituales. La cantidad real surgió de normalizar la cantidad nominal, por lo que, la cantidad nominal de dinero estimada viene dada por: $m = a_0 p + a_1 y - a_2 i$. Ahora bien, si esta ecuación de demanda nominal es estable cuando cambian el producto y la tasa de interés, la inversa no puede serlo; es decir, la ecuación de precios que podría despejarse a partir de ella, del tipo: $p = b_0 m + b_1 y + b_2 i$, no sería estable. Más aún, nada podría garantizar que, aún en muestras infinitas, la estimación de b_0 fuera igual a la estimación de $1/a_0$, debido al término estocástico presente en las ecuaciones condicionales (Ver Ericsson, 1994, Bucacos, 2003b).

⁹ No es lo mismo invertir una relación determinística (la de los modelos teóricos) que una estimada, por la presencia del término estocástico.

¹⁰ Valores rezagados de la variable dependiente pueden ser necesarios para predecir el valor corriente de la variable independiente, pero, si ésta es superexógena, sería válido el análisis contrafactual.

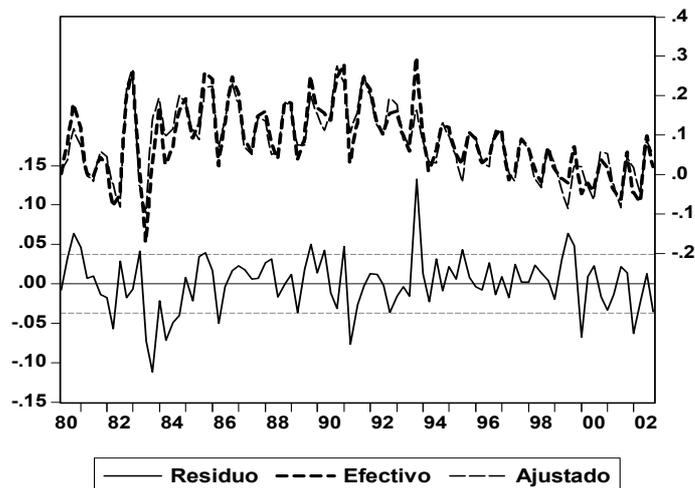
En la tabla 14 y la gráfica 14 se observa que la estimación de la demanda por saldos nominales resultó ser estable, sin indicios de errores de especificación, con varianza alta pero constante (se descarta la presencia de un patrón autorregresivo en la varianza de los errores) y sin puntos de quiebre (estadísticamente testeados). Los valores de los coeficientes son prácticamente los mismos que los correspondientes a la estimación de la demanda por saldos reales (Ver cuadro 4) y no pudo rechazarse la hipótesis nula respecto al valor unitario del coeficiente correspondiente a la variable precios. En cambio, la estimación de una ecuación de precios a partir de la inversión de la ecuación de la demanda real de dinero, no es estable y la estimación del coeficiente correspondiente a la cantidad nominal no resulta ser igual al inverso al valor del coeficiente de los precios en la ecuación de la demanda nominal¹¹ (ver tabla y gráfica 15). Los residuos están serialmente correlacionados, su varianza puede representarse mediante un proceso GARCH (1,2) y la ecuación sufrió quiebres estructurales en varias oportunidades. Además, existe evidencia de errores de especificación, ya sea por haber omitido variables, por haber postulado una forma funcional incorrecta o por la existencia de correlación entre las variables X y el error ε (debido a errores de medida, a simultaneidad o a perturbaciones correlacionadas serialmente, entre otras posibles razones).

Cuadro 14 - ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA POR SALDOS NOMINALES		
Variable dependiente: d(m)		
Período muestral: 1980:2-2002:4		
Variable	Coefficiente	Valor estadístico t
d(p)	0,96	15,08
CO-L ₁	-0,45	-5,97
d(y)	0,48	6,47
d(i)	-0,18	-2,41
D1	0,09	6,16
D2+D3	-0,07	-8,93
Corrida	0,06	7,91
Semana de Turismo	0,02	2,40

R² aj. = 0,84 σ = 3,7% SSR = 0,1148 AIC = -3,66 SIC = -3,44 DW = 1,67
 RESET(1): F= () LR = () RESET(2): F=0,49 (0,62) LR = 1,09 (0,58)
 Chow quiebre (1993:4): F = 2,38 (0,02), LR = 20,57 (0,01)
 Chow pronóstico (1993:4): F = 1,04 (0,44), LR = 55,47 (0,03)
 LM(2): F = 1,85 (0,16), nR2 = 3,95 (0,14) JB = 13,51 (0,00)
 ARCH(1): F = 0,39(0,53), nR2 = 0,40 (0,53) White: F = 0,62 (0,84), n R2 = 9,31 (0,81)

Test sobre coeficiente de la variable precios:
 H₀ : coef (d(p)) = 1; en la muestra, se obtuvo un valor de |-0,71| que resultó ser inferior al valor de tablas de 2,66 al 1% de error de significación, para 82 grados de libertad. Por tanto, no se rechaza la hipótesis nula respecto al valor unitario del coeficiente de d(p).

¹¹ Estos problemas también se presentaron en la estimación de la ecuación de tasa de interés a partir de la inversión de la ecuación de la demanda nominal de dinero. Ver tabla 16 y gráfica 20.



Gráfica 14. Ajuste de la demanda por saldos nominales, a partir de la ecuación de demanda real de dinero.

Sin duda, la ecuación de precios presentada en el cuadro 15 y el ajuste a la misma graficado a continuación, no parecen ser una buena aproximación al proceso de formación de precios (al consumo) de la economía uruguaya. Dicha ecuación surge de invertir la ecuación de demanda real de dinero y eliminar aquellas variables que no resultaron ser estadísticamente significativas.

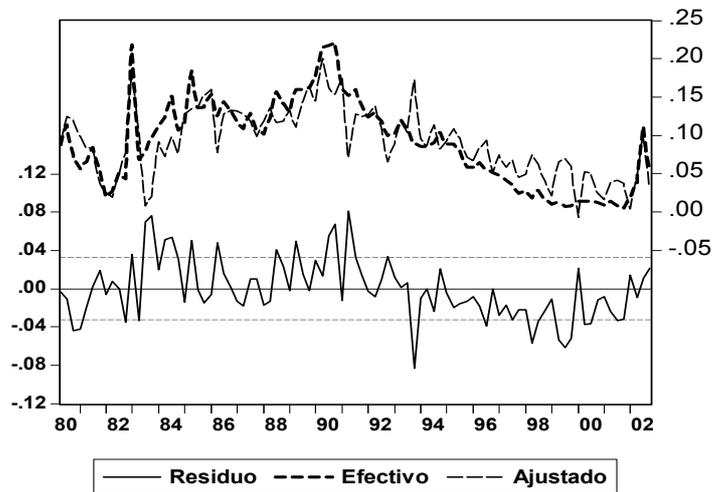
**Tabla 15 - ESTIMACIÓN DE UNA ECUACIÓN DE PRECIOS
A PARTIR DE LA INVERSIÓN DE LA DEMANDA POR SALDOS REALES**
Variable dependiente: $d(p)$
Período muestral: 1980:2-2002:4

Variable	Coefficiente	Valor estadístico t
$d(m)$	0,67	21,46
$CO-l_1$	0,24	3,31
$d(y)$	-0,08	-2,17
$d(i)$	0,15	1,93
D2+D3	0,08	14,53
Corrida	-0,03	-3,12

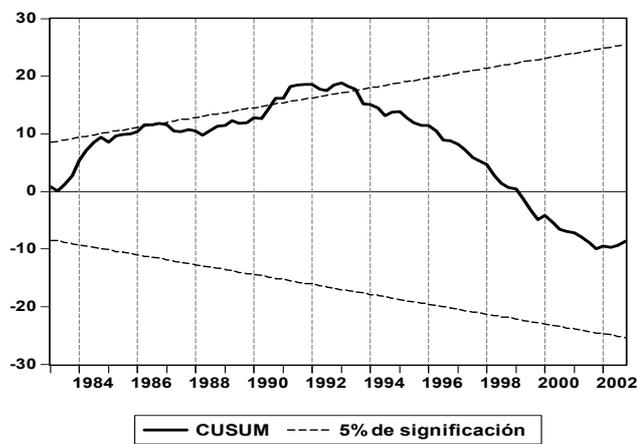
R^2 aj. = 0,67 σ = 3,3% SSR = 0,0907 AIC = -3,94 SIC = -3,78 DW = 1,24
 RESET(1): F=2,82 (0,09) LR = 3,00 (0,08) RESET(2): F=2,15 (0,12) LR = 4,60 (0,10)
 Chow quiebre (1991:2): F = 4,48 (0,00), LR = 26,66 (0,00)
 Chow pronóstico (1991:2): F = 1,18 (0,30), LR = 81,86 (0,00)
 Chow quiebre (1993:4): F = 8,04 (0,00), LR = 43,37 (0,00)
 Chow pronóstico (1993:4): F = 1,32 (0,18), LR = 64,17 (0,00)
 LM(2): F = 14,88 (0,00), nR^2 = 23,94 (0,00) JB = 2,11 (0,34)
 ARCH(2): F = 1,72(0,20), nR^2 = 1,73(0,19) White: F = 1,82 (0,06), nR^2 = 18,43 (0,07)

Test sobre coeficiente de la variable monetaria:

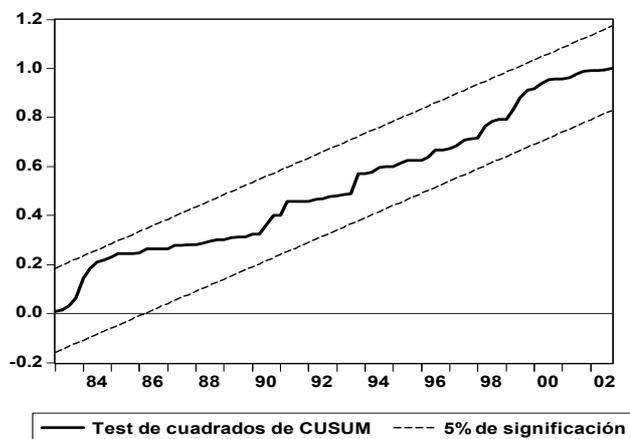
H_0 : coef ($d(m)$) = 1; en la muestra, se obtuvo un valor de $|-10,57|$ que resultó ser superior al valor de tablas de 2,66 al 1% de error de significación, para 84 grados de libertad. Por tanto, se rechaza la hipótesis nula respecto al valor unitario del coeficiente de $d(m)$.



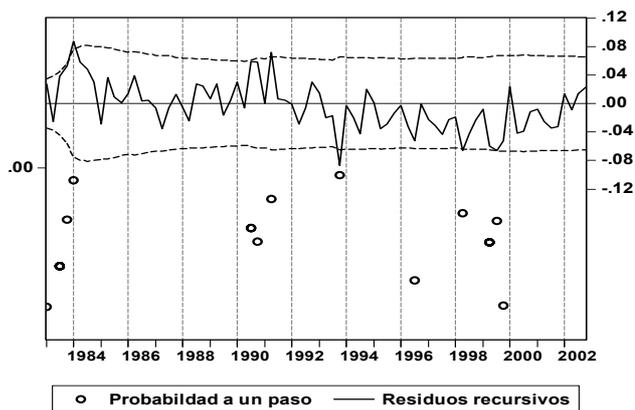
Gráfica 15. Ajuste de una función de precios, a partir de la ecuación de demanda de dinero.



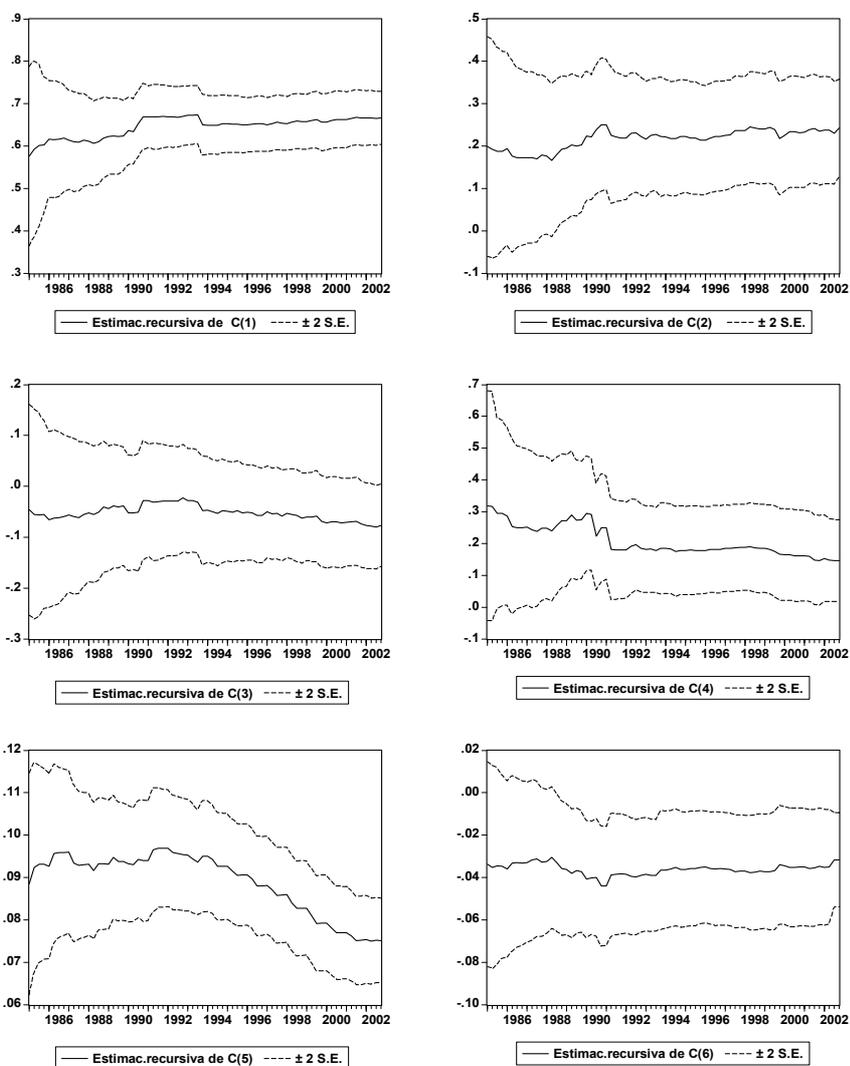
Gráfica 16. Estabilidad del ajuste global a la ecuación de precios.



Gráfica 17. Análisis de estabilidad del ajuste a la ecuación de precios.



Gráfica 18. Bondad del ajuste a la ecuación de precios.



Gráfica 19. Estabilidad de los coeficientes de la ecuación ajustada de precios.

Tabla 16 - ESTIMACIÓN DE UNA ECUACIÓN DE TASA DE INTERÉS A PARTIR DE LA INVERSIÓN DE LA DEMANDA POR SALDOS REALES

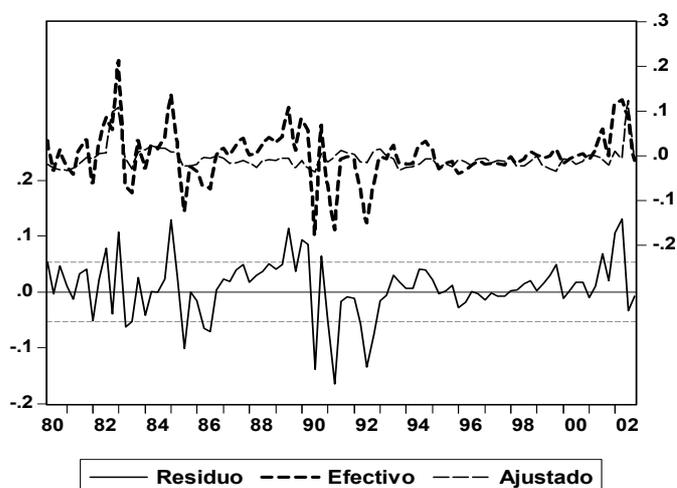
Variable dependiente: $d(i)$
Período muestral: 1980:2-2002:4

Variable	Coefficiente	Valor estadístico t
CO-L ₁	-0,31	-2,96
d(m-p)	-0,39	-2,58
d(y)	0,10	1,10
D1	0,03	1,30
D2+D3	-0,04	-2,99
Corrida	0,08	4,27
Semana de Turismo	0,01	1,08

R^2 aj. = 0,18 σ = 5,3% SSR = 0,2385 AIC = -2,95 SIC = -2,76 DW = 1,53
 Chow quiebre (1990:3): F = 0,53 (0,81), LR = 4,27 (0,75)
 Chow pronóstico (1990:3): F = 0,87 (0,69), LR = 74,94 (0,01)
 Chow quiebre (1991:2): F = 0,73 (0,64), LR = 5,85 (0,56)
 Chow pronóstico (1991:2): F = 0,66 (0,91), LR = 55,25 (0,19)
 RESET(1): F=0,87 (0,35) LR = 0,92 (0,33) RESET(2): F=0,51 (0,60) LR = 1,08 (0,58)
 LM(2): F = 3,74 (0,03), nR2 = 7,31 (0,03) JB = 9,34 (0,01)
 ARCH(2): F = 0,68 (0,41), nR2 = 0,69 (0,41) White: F = 1,82 (0,06), n R2 = 18,43 (0,07)

Test sobre coeficiente de los saldos reales:

H_0 : coef (d(m-p)) = -5,26; en la muestra, se obtuvo un valor de |32,22| que resultó ser superior al valor de tablas de 2,66 al 1% de error de significación, para 84 grados de libertad. Por tanto, se rechaza la hipótesis nula respecto al valor del coeficiente de d(m-p)



Gráfica 20. Ajuste de una ecuación de tasa de interés a partir de una ecuación de demanda de dinero.

Económicamente, no invertibilidad determina que las implicaciones de política no se siguen directamente de una ecuación de demanda de dinero constante como la estimada en Bucacos-Licandro (2002). Es decir, *la inflación en Uruguay no es un fenómeno monetario exclusivamente y se requiere información adicional de forma de lograr una ecuación de precios (y/o de tasa de interés) bien especificada(s)*. Como la superexogeneidad no es invariante a la renormalización, las ecuaciones de precios y de tasa de interés no serían constantes (Hendry y Ericsson, 1991). Por ello, la estimación de ecuaciones de precios y de tasa de interés a partir de la inversión de la

demanda de dinero, constituye una evidencia adicional a la presencia de superexogeneidad. Ver tablas 15 y 16 y gráficas 15 a 20.

En resumen, el análisis de exogeneidad da como resultado la imposibilidad de rechazar estadísticamente la presencia de exogeneidad débil, fuerte y super. Las consecuencias para la política económica, sin embargo, no son demasiado alentadoras al encontrarse que tanto la inflación como la tasa de interés¹² no serían determinadas únicamente por las fuerzas del mercado monetario, al menos en el corto plazo.

5. COMENTARIOS FINALES

En este documento se estimó una ecuación de demanda de dinero para Uruguay en el período 1980.1-2002.4, utilizando datos promedio trimestrales. La relación de largo plazo está acorde a lo que sugiere la teoría económica, pues indica que la cantidad de dinero que los agentes desean mantener varía positivamente con el nivel de actividad de la economía y negativamente con el costo de oportunidad de mantener dinero, medido a través de la tasa de interés nominal. Los valores hallados para dichas elasticidades de largo plazo parecen razonables para el grado de desarrollo de la economía uruguaya. Asimismo, los resultados ponen en evidencia la presencia de una caída sostenida de la demanda de dinero a lo largo del tiempo debido a cambios tecnológicos.

Podría decirse que el ajuste logrado refleja razonablemente bien el proceso generador de los datos de la demanda por saldos reales, explicando alrededor de un 75% de la variación de la cantidad real deseada por el público en el período 1980.1-2002.4. En el corto plazo, los agentes aumentan (disminuyen) sus tenencias de dinero en un 44% del exceso de demanda (oferta) del trimestre anterior. Además, cambios ocurridos en el nivel de actividad y en el costo de oportunidad de mantener dinero, afectan la cantidad de dinero deseada por el público. Por último, más allá de ciertos factores estacionales determinísticos¹³, la demanda por saldos reales parecería haber sufrido un incremento adicional en ciertos momentos, fruto de la inestabilidad bancaria por la que atravesó el país en dos ocasiones puntuales a lo largo del período del presente estudio¹⁴.

Los parámetros parecerían ser estadísticamente estables y los errores, relativamente bien comportados, estarían incorrelacionados, serían estacionarios y de varianza constante aunque alta (3,7%). No se detectaron problemas de especificación, por lo que las estimaciones de los parámetros no serían sesgadas ni inconsistentes, lo cual evitaría problemas de pronóstico.

Al analizar la exogeneidad de los regresores del período corriente, se constató que son débil, fuerte y super exógenos, todo lo cual habilita la utilización de la ecuación de la demanda de dinero para realizar inferencias, pronósticos y análisis de cambio de régimen. Sin embargo, no es posible la inversión de dicha ecuación para lograr ecuaciones de precios y de tasa de interés que sean estables. Por tanto, todo parecería indicar que la inflación (y la tasa de interés) en Uruguay no es un fenómeno

¹² Reforzada además por las expectativas de inflación presentes en la tasa de interés, la inflación esperada tampoco sería estable.

¹³ Se incorporaron dummies correspondientes a cada uno de los trimestres del año y una dummy relativa a la presencia de Semana de Turismo.

¹⁴ Fenómeno recogido en la variable "Corrida".

estrictamente monetario y que se requiere información adicional de forma de lograr una ecuación de precios (y/o de tasa de interés) bien especificada(s). Es decir, el canal monetario no parecería ser el único en la explicación del proceso de formación de los precios internos por lo cual una política de agregados monetarios, por sí sola, no garantizaría alcanzar una senda de precios determinada. Por tanto, resulta crucial establecer el verdadero alcance de la política monetaria. Para ello, se debe conocer el aporte de otras fuentes al proceso inflacionario, tales como los desequilibrios fiscales, los costos salariales, los desvíos de la paridad de poderes de compra y las modificaciones de los *mark-ups*, por ejemplo. Ello requiere de una investigación más exhaustiva, la cual deberá ser objeto de estudios futuros.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ahumada, Hildegart, 1992. "A Dynamic Model of the Demand for Currency: Argentina 1977-1988", *Journal of Policy Modeling* (junio 1992), 14,3, 335-361.
- Bucacos, Elizabeth, 1999. "La formación de precios en Uruguay", Documento de Trabajo 4/99, Área de Investigaciones Económicas, Banco Central del Uruguay.
- y Gerardo Licandro, 2002. "Acerca de la estabilidad de la demanda de dinero en Uruguay: 1979.4-2003.3", Documento de Trabajo 01/02, Área de Investigaciones Económicas, *Banco Central del Uruguay*.
- , 2003a. "El financiamiento inflacionario del déficit fiscal", Documento de Trabajo 01/2003, Área de Investigaciones Económicas, *Banco Central del Uruguay*.
- , 2003b. "Evaluación de la estimación de la demanda de dinero en Uruguay: 1980.1-2002.4", Documento de Trabajo 02/2003, Área de Investigaciones Económicas, *Banco Central del Uruguay*.
- 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.
- Engle, Robert F., David F. Hendry y Jean-François Richard, 1983. "Exogeneity", *Econometrica*, 51, 2, 277-304.
- Ericsson, Neil, 1994. "Testing Exogeneity: An Introduction", en *Testing Exogeneity*, Oxford University Press, editado por Neil R. Ericsson y John S. Irons.
- Hamilton, James D. *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Hendry, David F., 1985. "Monetary Economic Myth and Econometric Reality", *Oxford Review of Economic Policy*, 1, 1, 72-84.
- , 1987. "Econometric Methodology: A Personal Perspective", capítulo 10 en *Advances in Econometrics: Fifth World Congress*, editado por T.F. Bewley, Cambridge, Cambridge University Press, Volumen 2, 29-48.

- , 1988. "The Encompassing Implications of Feedback versus Feedforward Mechanisms in Econometrics", *Oxford Economic Papers*, 40, 1, 132-149.
- , 1995. "On The Interactions of Unit Roots and Exogeneity", *Econometric Review*.
- y Neil Ericsson, 1991. "Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States", *European Economic Review*, 35, 4, 833-881.
- Johansen, S., 1988, "Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- y Katarina 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.
- , 1992. "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-equation Analysis", *Journal of Econometrics*, 52, 3, 389-402.
- , y Katarina Juselius, 1992. "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics*, 53, 1/2/3, 211-244.
- Khamis, M. y A. M. Leone, 2001, "Can currency demand be stable under a financial crisis", *IMF Staff Papers*, Vol. 48, N°2.
- Lahiri, A. y C. Végh, 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 Economic Review*, 70(5), 1005-1014.
- Ohanian, Lee E., 1988. "The Spurious Effects of Unit Roots on Vector Autoregressions: A Monte Carlo Study." *Journal of Econometrics*, 39, 251-266.
- 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, N°3.
- 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.