La demanda de dinero en una economía dolarizada: Una estimación para Uruguay [**]

Conrado Brum*
Elizabeth Bucacos*
Patricia Carballo*

Versión:
Setiembre 2010

RESUMEN

En el régimen monetario aplicado en Uruguay desde 2007, que utiliza la tasa de interés interbancaria como instrumento, la gestión de la liquidez ha venido adquiriendo una importancia creciente. En este marco, la estimación de la demanda de dinero sigue resultando imprescindible para proyectar factores de oferta y demanda de liquidez.

En el presente trabajo se ajusta un modelo para la demanda de dinero que incorpora a los factores explicativos tradicionales –producto y tasa de interés-, una variable que mide la volatilidad relativa de los rendimientos reales de un activo sustituto -nominado en dólares y de renta fija- y del propio dinero.

En la relación de largo plazo encontrada, la cantidad real de dinero guarda una relación positiva y unitaria con el producto, y una relación inversa con la tasa de interés. La variable volatilidad incide positivamente en la demanda real de dinero operando como una variable exógena. A partir de la relación de cointegración encontrada, se especificó un modelo de corrección de errores que cumple con los requisitos habituales de estabilidad.

[*] Los conceptos involucrados en este documento son de estricta responsabilidad de los autores, no comprometiendo por tanto, la opinión institucional del Banco Central del Uruguay. Agradecemos a José Antonio Licandro, Adriana Induni, Gerardo Licandro, Alejandro Pena, Alejandro Fried, Diego Gianelli, Verónica España, Alejandro Aquino, Ana Caviglia, Silvia Cabrera, José Ignacio González y Andrea Machado, quienes de una u otra manera hicieron aportes valiosos a este trabajo. Cualquier error que pueda persistir es de nuestra entera responsabilidad.
E-mails de contacto: cbrum@bcu.gub.uy; ebucacos@bcu.gub.uy; pcarballo@bcu.gub.uy

[**] [**] Esta investigación fue realizada en el marco del cumplimiento del objetivo institucional I.2 del Plan Estratégico del Banco Central del Uruguay para el año 2010. En este trabajo participaron las siguientes Áreas: “Investigaciones Económicas” y “Política Monetaria y Programación Macroeconómica”.

ÍNDICE

I. INTRODUCCIÓN 3

II. MARCO CONCEPTUAL 4

III. ANÁLISIS EMPÍRICO 7

III.1 Los datos 7

III.2 Análisis de Cointegración 9

III.3 El modelo 10

III.4 Principales Resultados 17

IV. CONCLUSIONES 19

V. BIBLIOGRAFÍA 20

I. INTRODUCCIÓN

En el régimen monetario que se viene aplicando en Uruguay desde julio de 2007, en el que se utiliza a la tasa de interés a un día como instrumento para alcanzar los objetivos intermedios y finales del Banco Central, la gestión de la liquidez interbancaria ha venido adquiriendo una importancia creciente.[1] En este marco, la estimación de la demanda de dinero sigue resultando imprescindible, en la medida que sirve para proyectar tanto la emisión en poder del público como los depósitos bancarios más líquidos.[2]

Si bien ya se habían realizado algunos trabajos previos sobre el tema en Uruguay, fue recién a mediados de 2002, cuando se pasó a un sistema cambiario de libre flotación, que la estimación de la demanda de dinero comenzó a tener mayor relevancia.[3]

Bucacos y Licandro (2002) presentaron una estimación de demanda de dinero, que comenzó a ser utilizada como referencia en el régimen de agregados monetarios que estaba vigente. En esa oportunidad se ajustó un modelo de corrección de errores a una función de demanda de dinero, y se encontró una relación básica de largo plazo con una dinámica que cumplía con los requisitos estadísticos de estabilidad.

Bucacos (2005) realizó una nueva aproximación a la demanda de dinero en Uruguay, que ajustaba a la misma demanda de dinero que el trabajo anterior, un modelo de cointegración periódica, donde se encontraron relaciones estables pero estacionalmente variables entre la demanda de saldos reales y sus factores explicativos.

Fried y Trujillo (2006) realizaron un nuevo modelo para estimar la demanda de dinero en Uruguay considerando un agregado monetario más amplio que el que se había utilizado en trabajos anteriores. Al agregado M1, que incluye la emisión en poder del público y los depósitos a la vista, le fueron incorporando las cajas de ahorro en moneda nacional, a medida que las mismas fueron adquiriendo carácter más transaccional. Esto último se hizo a través de un índice de dinerabilidad elaborado por los mismos autores.

En el presente trabajo se ajusta un modelo de corrección de errores para la demanda de dinero, utilizando un agregado monetario elaborado de acuerdo a la propuesta metodológica de Fried y Trujillo, e incorporando a los factores explicativos tradicionales –nivel de actividad y tasa de interés-, una variable que mide el riesgo relativo de los rendimientos reales de un activo sustituto (nominado en dólares y de renta fija) y el propio dinero. Para definir esta última variable se aplicaron elementos de la teoría del portafolio de Markowitz (1952) y los aportes de Tobin (1958).

Los resultados encontrados no permiten rechazar la hipótesis de estabilidad de la demanda de dinero. Se encontró evidencia de que existe una relación de largo plazo entre la demanda real de dinero, el producto y la tasa de interés. En dicha relación la variable que mide la volatilidad relativa aparece como exógena. La estabilidad del modelo dinámico de corto plazo se contrastó a través de diversos test de residuos recursivos, de constancia de parámetros y de bondad de ajuste.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la segunda sección se presenta el marco conceptual que permite especificar la función de demanda de dinero. En la tercera se presenta el modelo de estimación y se muestran los principales resultados encontrados. Y en la cuarta se resumen las principales conclusiones.

---

[1] Inicialmente se buscaba que la tasa *call* interbancaria a un día se ubicara en torno a la Tasa de Política Monetaria (TPM), pero desde feb-2008 el objetivo se fijó sobre la Tasa Media de Mercado, que además de operaciones entre bancos, considera a las operaciones que estas instituciones realizan con el BCU.

[2] Las variaciones de la emisión en poder del público afectan la oferta de liquidez, mientras que la evolución de los depósitos bancarios afecta la demanda de fondos para constituir encajes.

[3] Ver Della Mea, U. (1991), Della Mea, U. y Dominioni D.(1992), Licandro G. (1992) y Fernández S.(1999).

II. MARCO CONCEPTUAL

Siguiendo a los antecedentes nacionales consultados, en este trabajo se utiliza una especificación de la demanda real de dinero de largo plazo 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). La forma general es la siguiente:

$$\frac{M^d}{P} = \beta_0 Y^{\beta_1} e^{\beta_2 i}$$

Tomando logaritmos puede expresarse así:

$$m_t^d - p_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 i_t$$

Donde: m^d es la cantidad nominal de dinero en logaritmos
p es el nivel general de precios en logaritmos
y es el producto real en logaritmos
i es la tasa de interés nominal

La demanda por saldos reales tiende a incrementarse a medida que se incrementa el nivel de actividad (demanda por motivo transacción) por lo que $\beta_1 > 0$.
El otro componente de la demanda real de dinero está dado por el motivo especulación. La tenencia de saldos reales varía de forma inversa a la tasa de interés nominal que pagan otros activos financieros, $\beta_2 < 0$. En efecto, sean i_M e i los rendimientos nominales del dinero y de los otros activos financieros respectivamente (en principio ambos están nominados en moneda nacional), r_M y r_{OA} sus rendimientos reales, y π^e la inflación esperada, entonces:

$$\left.\begin{array}{lll} i_M = r_M + \pi^e & \Rightarrow & Como\ i_M = 0, \quad r_M = -\pi^e \\ i = r_{OA} + \pi^e & \Rightarrow & r_{OA} = i - \pi^e \end{array}\right\} \Rightarrow$$

Se verifica que el diferencial de rendimiento real es la tasa de interés nominal que paga el activo alternativo:

$$r_{OA} - r_M = i - \pi^e + \pi^e = i$$

Si se cumple la paridad abierta de tasas de interés, la tasa de interés en moneda nacional tiende a estar arbitrada con la tasa de interés en moneda extranjera más la tasa de devaluación esperada. Es decir que implícitamente la tasa de interés en moneda extranjera y la tasa de devaluación esperada pueden interpretarse como argumentos de la función de demanda de dinero por motivo especulación. Esto no es para nada trivial, especialmente en el caso de economías abiertas y dolarizadas como la uruguaya, en el que la moneda extranjera, específicamente el dólar, se ha constituido históricamente en un activo utilizado por los agentes como un refugio para protegerse de las fluctuaciones del rendimiento relativo del dinero en términos de su poder de compra.

No obstante, más allá del efecto directo de las tasas de interés sobre la demanda de saldos reales, existe otro efecto que opera a través de la incertidumbre implícita en los rendimientos reales del dinero y los activos competitivos. Este efecto tiene su génesis en la aplicación de la Teoría del portafolio a la demanda de dinero [Markowitz (1952) – Tobin(1958)].

Sea q un portafolio que sin pérdida de generalidad podemos suponer compuesto por dos activos, el dinero M y un activo nominado en dólares $U\$S$. El rendimiento real esperado del portafolio es:

$R_q = \alpha\, r_M + (1-\alpha)\, r_{U\$S}$ donde α es la participación del dinero en el portafolio y r_M y $r_{U\$S}$ son las tasas de interés reales del dinero y el activo en dólares, respectivamente.

Estas tasas pueden expresarse de la siguiente forma:

$$r_M = i_M - \pi^e$$

$r_{U\$S} = i_{U\$S} + \delta^e - \pi^e$ siendo i_M e $i_{U\$S}$ los retornos nominales
δ^e la tasa de devaluación esperada[4]
π^e la tasa de inflación esperada

Sustituyendo, se llega a la siguiente expresión del rendimiento real esperado del portafolio:

$$R_q = -\alpha\, \pi^e + (1-\alpha)\left[i_{U\$S} + \delta^e - \pi^e\right]$$

El rendimiento real esperado del portafolio tiene asociado un riesgo que se presenta en la siguiente expresión:

$$\sigma_q^2 = \alpha^2\sigma_M^2 + (1-\alpha)^2\sigma_{U\$S}^2 + 2\alpha(1-\alpha)\sigma_M\sigma_{U\$S}\rho_{M,U\$S}$$

Siendo σ_q, σ_M y $\sigma_{U\$S}$ los desvíos estándar de los rendimientos reales del portafolio, del dinero y del activo en dólares, respectivamente. A su vez, ρ es el coeficiente de correlación entre los rendimientos de ambos activos.

Esto puede expresarse así:

$$\sigma_q^2 = \alpha^2\sigma_{\Pi^e}^2 + (1-\alpha)^2\left[\sigma_{i_{U\$S}}^2 + \sigma_{\delta^e}^2 + \sigma_{\Pi^e}^2 - 2\,\mathrm{cov}(i_{U\$S},\pi^e) + 2\,\mathrm{cov}(i_{U\$S},\delta^e) - 2\,\mathrm{cov}(\delta^e,\pi^e)\right]$$
$$+ 2\alpha(1-\alpha)\left[\sigma_{\Pi^e}^2 - \mathrm{cov}(i_{U\$S},\pi^e) - \mathrm{cov}(\delta^e,\pi^e)\right]$$

Suponiendo que la tasa de interés nominal del activo en dólares está incorrelacionada con las tasas de inflación y devaluación esperadas, y operando convenientemente se llega a la siguiente expresión:

$$\sigma_q^2 = \sigma_{\Pi^e}^2 + (1-2\alpha+\alpha^2)\left[\sigma_{i_{U\$S}}^2 + \sigma_{\delta^e}^2\right] + (2\alpha-2)\,\mathrm{cov}(\pi^e,\delta^e)$$

El rendimiento esperado del portafolio tiene un riesgo asociado a las varianzas de las tasas de devaluación e inflación y de la covarianza existente entre ellas. A partir de un análisis *ceteris paribus* de cada uno de los términos y suponiendo que la tasa nominal que paga el activo en dólares es conocida, $\sigma_{i_{U\$S}}^2 = 0$, se llega a que:

[4] La devaluación se define como la tasa de variación del tipo de cambio del peso con respecto al dólar estadounidense (es decir cantidad de pesos por dólares).

- La varianza de la tasa de inflación tiene un impacto unitario en la varianza del portafolio ya que afecta por igual al rendimiento real de ambos activos.

- El impacto de la varianza de la tasa de devaluación esperada sobre la varianza del portafolio es positivo y decrece a medida que se incrementa la proporción de dinero en el portafolio. Esto implica que ante una mayor volatilidad de la tasa de devaluación el agente representativo reacciona reduciendo la participación del activo en dólares en el portafolio.

- El último término es negativo en el intervalo relevante ($0 \leq \alpha \leq 1$), por lo que una covarianza positiva de la tasa de inflación con la tasa de devaluación tiene un impacto amortiguador de la varianza del portafolio. En un contexto de alta covarianza entre las tasas de inflación y devaluación el agente representativo reacciona disminuyendo la participación del dinero en el portafolio α .

Cuando $\alpha = 0$ la varianza del portafolio se iguala a la varianza del activo sustituto del dinero. La expresión anterior se reduce entonces a:

$$\sigma^2_{\alpha=0} = \sigma^2_{\Pi^e} + \sigma^2_{\delta^e} - 2\,\mathrm{cov}(\pi^e, \delta^e)$$

Cuando $\alpha = 1$ la varianza del portafolio se iguala a la varianza del rendimiento del dinero:

$$\sigma^2_{\alpha=1} = \sigma^2_{\Pi^e}$$

Sea v el diferencial de volatilidades de los rendimientos del activo sustituto y del dinero:

$$v = \sigma^2_{\delta^e} - 2\,\mathrm{cov}(\pi^e, \delta^e)$$

Ante un incremento de este diferencial es de esperar que los agentes aumenten su demanda de dinero. Al incorporar esta variable en la ecuación de demanda de dinero se llega a la siguiente especificación:

$$m^d_t - p_t = \beta_0 + \beta_1\, y_t + \beta_2\, i_t + \beta_3\, v_t$$

Donde $\beta_1 > 0$
$\beta_2 < 0$
$\beta_3 > 0$

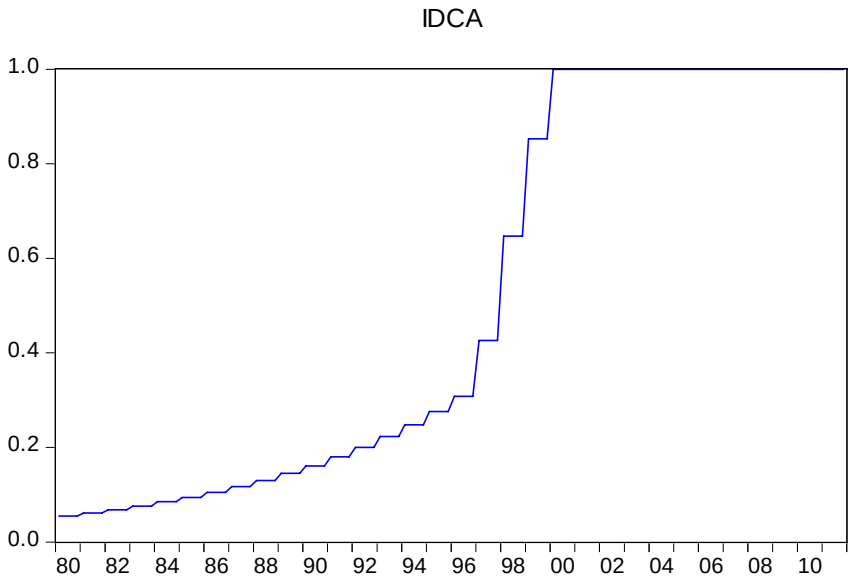
La racionalidad de la incorporación de la variable v_t en la especificación final del modelo de demanda de dinero es captar los fenómenos de desmonetización y remonetización experimentados por la economía uruguaya, que provocan fluctuaciones en la cantidad real de dinero que van más allá de las oscilaciones del producto y la tasa de interés. Esto se profundiza en el siguiente punto.

III. ANÁLISIS EMPÍRICO

III.1 Los datos

Se utilizaron datos trimestrales correspondientes al período 1981.1-2010.1 para la cantidad real de dinero, el nivel de actividad, la tasa de interés nominal y la volatilidad relativa de los rendimientos reales del dinero y un activo sustituto.

La cantidad real de dinero $(m_t^d - p_t)$ fue calculada deflactando el agregado monetario $M_1^{'}$ con el Índice de Precios al Consumo (IPC).[5] El índice $M_1^{'}$ utilizado incorpora las cajas de ahorro de acuerdo a la evolución del índice de dinerabilidad de estos depósitos calculado por Fried y Trujillo (2006). Este índice (IDCA) considera el efecto que han tenido, sobre el grado de dinerabilidad de las cajas de ahorro, ciertas innovaciones tecnológicas, tales como la introducción de cajeros automáticos y tarjetas de débito, concomitantemente con factores institucionales tendientes a generalizar el cobro de sueldos y pasividades mediante cajeros automáticos.



Con respecto al nivel de actividad económica, se utilizó el Producto Interno Bruto base 2005, empalmando hacia atrás con la serie con base 1983.

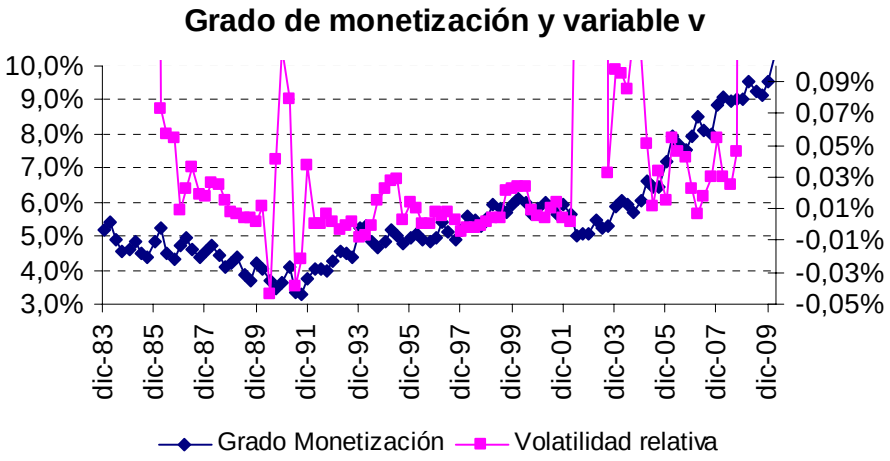
La tasa de interés nominal utilizada es la pasiva promedio para plazos de 1 a 89 días (i_t), representativa del costo de oportunidad del dinero en términos de rentabilidad.

La volatilidad relativa de los rendimientos reales del activo sustituto -de renta fija y nominado en dólares- y el propio dinero fue medida a través de la variable $v = \sigma^2_{\delta^e} - 2\,\mathrm{cov}(\pi^e, \delta^e)$. Se consideraron expectativas adaptativas, es decir que las tasas esperadas de devaluación e inflación coinciden con las variaciones pasadas de esas variables (tasas de variación promedio trimestral). A los efectos del cálculo de varianzas y covarianzas se tomaron ventanas de cuatro trimestres móviles.

La incorporación de la variable v_t buscó captar el fenómeno de desmonetización de los 80's, la relativa recuperación de los 90's y la fuerte remonetización de los últimos seis años. Estos procesos experimentados por la economía uruguaya en el período de estudio han implicado

[5] El agregado M1' incluye emisión en poder del público, depósitos a la vista y cajas de ahorro. Los promedios trimestrales de esta variable fueron calculados con los datos a fin de mes.

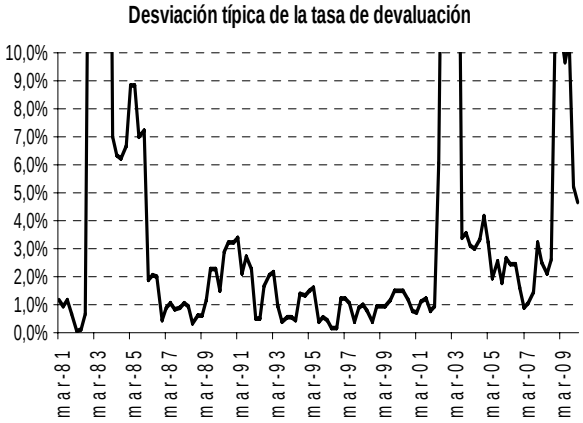
fluctuaciones de la cantidad real de dinero que van más allá de las oscilaciones del producto y la tasa de interés, justificando la inclusión de v_t. El gráfico siguiente muestra la evolución del grado de monetización y de la variable v_t.



Es evidente que ambas variables se encuentran asociadas positivamente. En particular, el último subperíodo marcado por una fuerte remonetización coincide con un fuerte incremento de la variable v_t, provocado sobre todo por una mayor volatilidad de la tasa de devaluación y, en menor medida por la reducción de la covarianza de las tasas de devaluación e inflación.[6] Estos elementos están directamente relacionados con el régimen de flotación cambiaria adoptado desde mediados de 2002.

Covarianza inflación-devaluación por períodos

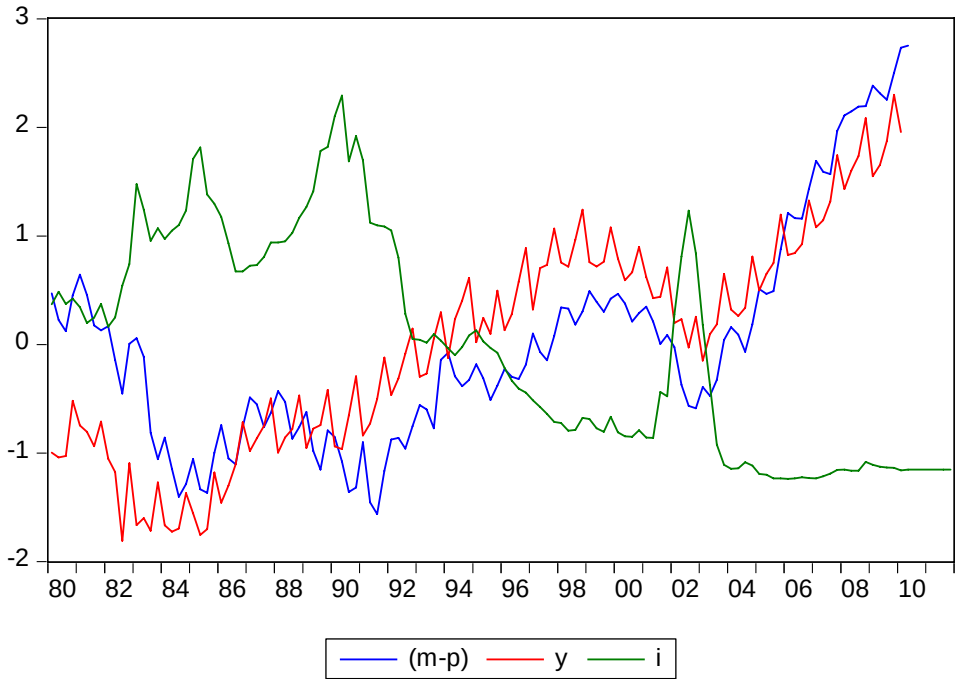
1984-trim-1 a 1990 trim-3	0,000244
1990 trim-4 a 2001 trim-4	0,002036
2004 trim-1 a 2010 trim-1	0,000096



El grado de integración de las series involucradas se analizó mediante la aplicación el test *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) a las series en niveles y en diferencias. De allí surge que las

[6] En el cuadro siguiente se presentan las covarianzas muestrales entre las tasas de inflación y devaluación correspondientes a diferentes subperíodos. Se dejaron de lado los períodos de crisis para no distorsionar la lectura de los datos.

series $(m_t^d - p_t)$, (y_t) e (i_t) son integradas de orden 1 con un nivel de confianza del 95%. Esto implica que es posible encontrar una combinación lineal entre las variables en niveles, que presente residuos estacionarios y que permita especificar un modelo de corrección de errores. La variable (v_t), que en la especificación final aparece como exógena en la ecuación de largo plazo, es integrada de orden 0.



El gráfico 1 permite observar que en la mayoría del período considerado hubo un movimiento conjunto, sincronizado y en el mismo sentido entre $(m_t^d - p_t)$ y (y_t) por un lado, y otro en sentido inverso entre $(m_t^d - p_t)$ e (i_t) por el otro, lo que podría estar anticipando la existencia de una relación de cointegración entre estas tres variables. Para contrastar esta hipótesis se utilizó el test de *Johansen*, cuyos resultados se presentan al comienzo del apartado 3.2.

III.2 Análisis de Cointegración

Se utilizó el Test de *Johansen* para estudiar la cointegración entre la cantidad real de dinero $(m_t^d - p_t)$ y sus fundamentos, y_t e i_t. El test se realizó incorporando como variables exógenas a la variable (v_t)**,** las *dummies* estacionales, y algunos quiebres significativos en las series que intervienen en la relación de largo plazo.[7] Se encontró una relación de cointegración significativa al 5%, según los estadísticos de la traza y el máximo valor propio. En la relación de largo plazo encontrada la cantidad real de dinero guarda una relación positiva con el nivel de actividad -con una elasticidad unitaria-, y una relación inversa con la tasa de interés. La variable volatilidad interviene en la relación de largo plazo como una variable exógena; La misma aporta información relevante para la estimación de la misma, pero no interviene directamente

[7] Los valores críticos de estos tests no toman en cuenta la presencia de variables exógenas. No obstante, la contundencia de los resultados inclina la balanza a favor de rechazar la no existencia de una relación de cointegración entre las variables.

CUADRO 1 - TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

Período 1981Q2 2010Q1
Número de observaciones: 116
Series: (m-p) y i
Variables exógenas: D1 D2 D3 VOLATILIDAD (FE>=198303) (FE>=199003) RAMPA
Rezagos considerados (en primeras diferencias): 1 a 4

TEST DE LA TRAZA Nº de ecuaciones de CI	Valor Propio	Estadístico Traza	0,05 Valor crítico	Prob.
Ninguna *	0,35	65,66	29,80	0,00
Como máximo 1	0,11	14,95	15,49	0,06
Como máximo 2	0,02	1,93	3,84	0,17

El test de la traza indica 1 ecuación de CI al nivel de 5%.
* implica el rechazo de la hipótesis al nivel de 5%

TEST MAX VALOR PROPIO Nº de ecuaciones de CI	Valor Propio	Estadístico Max VP	0,05 Valor crítico	Prob.
Ninguna *	0,35	50,71	21,13	0,00
Como máximo 1	0,11	13,02	14,26	0,08
Como máximo 2	0,02	1,93	3,84	0,17

El test del Máximo Valor propio indica 1 ecuación de CI al nivel de 5%.
* implica el rechazo de la hipótesis al nivel de 5%

Vector de cointegración normalizado (errores estándares entre paréntesis)

m-p	y	i
1	-0,88	0,44
	(0,14)	(0,06)

Coeficientes de ajuste (errores estándares entre paréntesis)

d(m-p)	d(y)	d(i)
-0,37	0,08	-0,22
(0,07)	(0,05)	(0,11)

III.3 El modelo

El modelo se estimó siguiendo el procedimiento de estimación à la *Engle-Granger*. En la primera etapa se estimó la relación de largo plazo utilizando las variables en niveles tal como se especifica en la siguiente ecuación:[8]

$$m_t^d - p_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 i_t + \beta_3 v_t + \sum_{j=4} \beta_j F_j + u_t$$

Donde F_j denota variables deterministas que representan la estacionalidad, quiebres y otras intervenciones, y u_t el residuo de la ecuación.

[8] La cantidad real de dinero y el nivel de actividad están en logaritmos, no así el resto de las variables de la ecuación.

Los resultados de la ecuación se presentan en el siguiente cuadro:

CUADRO 2- RELACIÓN DE LARGO PLAZO
Variable dependiente (m-p)
Período muestral: 1981:1 a 2010:01
Datos promedio trimestrales

Variable	Coeficiente	Prob.
Constante	7,54	0,0000
log(y)	1,01	0,0000
i	-0,30	0,0000
v	1,69	0,0001
D1	0,13	0,0000
D2	0,06	0,0000
fe>=198303	-0,25	0,0000
fe>=199003	-0,20	0,0000
Rampa (200602)	0,38	0,0000
R2 ajust=0,98	DW=1,0435	SE regres=0,052
AIC=-3,01		
Rampa capta una porción del proceso de remonetización que no logra captar la variable v		

La estimación de los parámetros muestra una demanda real de dinero con elasticidad-ingreso unitaria, y una semielasticidad-tasa de interés de -0.30. La variable volatilidad incide positivamente en la demanda real de dinero, en línea con la argumentación teórica explicada en la sección 2.

La variable "Rampa" capta aquella parte del proceso de remonetización de los últimos años, que no pudo ser captada por la variable v_t. Entre los factores que pueden modificar el grado de monetización de una economía, o su inverso que es la velocidad de circulación del dinero, se mencionan habitualmente en la literatura: cambios en la estructura productiva de la economía (grado de integración vertical), modificaciones en los hábitos de consumo de la población, innovaciones tecnológicas y culturales.

El resto de los cambios de nivel que se incluyen en la relación de largo plazo representan cambios en los criterios estadísticos en la forma de medir el dinero.

Como los residuos de esta estimación resultaron estacionarios, fue posible especificar un modelo de corrección de errores para la tasa de variación de la cantidad real de dinero, tal como se presenta en la siguiente ecuación:

$$\Delta(m_t^d - p_t) = \beta_0 + \beta_1 \text{ResidLP}_{\text{t-1}} + \beta_2 \Delta y_t + \beta_3 \Delta i_t + \sum_{j=4} \beta_j F_j + u_t$$

Donde: ResidLP corresponden a los residuos de la ecuación de largo plazo

F_j denota variables deterministas que representan la estacionalidad e intervenciones

u_t es el residuo de la ecuación

El siguiente cuadro presenta los principales resultados de la estimación del Modelo de Corrección de Errores.

CUADRO 3- DINÁMICA DE CORTO PLAZO Variable dependiente: d(m-p) Período muestral: 1981:2 a 2010:01 Datos promedio trimestrales		
Variable	**Coeficiente**	**Prob.**
Constante	0,03	0,0016
Coint (-1)	-0,35	0,0000
dlog(y)	0,42	0,0000
d(i)	-0,12	0,0033
D1	0,05	0,0024
D2	-0,09	0,0000
D3	-0,08	0,0000
DT043_CP	0,01	0,0000
d(fe>=198303)	-0,17	0,0000
d(fe=199101)	0,11	0,0000
d(fe>=199304)	0,13	0,0000
d(fe>=198304)	-0,11	0,0003
d(fe>=199003)	-0,08	0,0053
R2 ajust=0,85	DW=1,828	AIC=-4,2094
Ramsey-Reset (1)	F=1,32 (0,2530)	LR=1,49 (0,2217)
Ramsey-Reset (2)	F=1,07 (0,3472)	LR=2,43 (0,2968)
D1, D2 y D3 son dummies estacionales		SE reg=0,028
DT043_CP es una variable ficticia que busca captar el componente de corto plazo del fenómeno reciente de remonetización.		
Las variables fe representan outliers aditivos o cambios de nivel		

Como puede observarse ante un desvío en la cantidad real de dinero con relación a su nivel de largo plazo, la tasa de variación de la cantidad real de dinero corrige en el trimestre siguiente un 35% de dicho desequilibrio, corrigiendo más del 80% del desvío al cabo de cuatro trimestres. Asimismo, la elasticidad-ingreso de corto plazo se estimó en 0.42 y la semielasticidad-tasa de interés en -0.12.

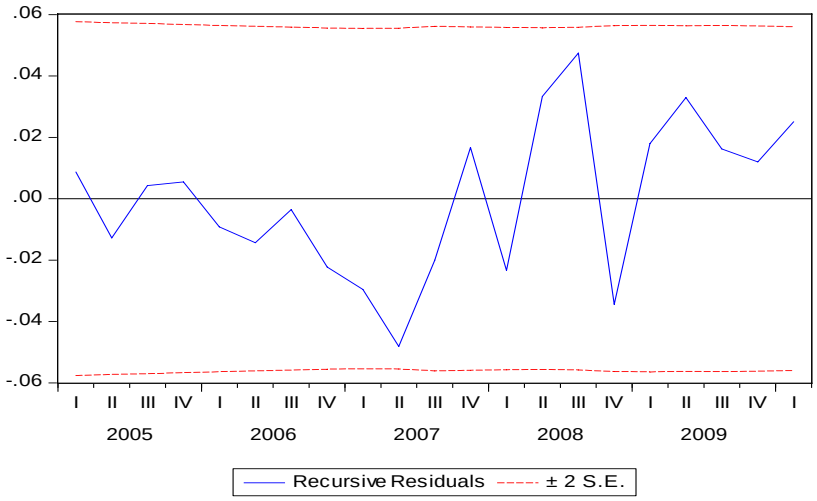
De esta estimación se obtuvieron residuos bien comportados: ruido blanco (estacionarios e incorrelacionados), normales y homocedásticos.

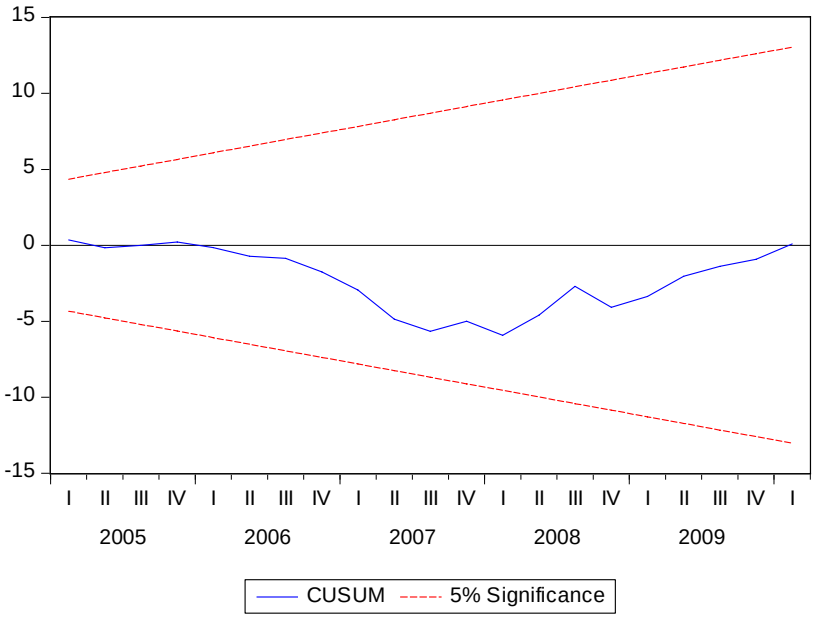
CUADRO 4- COMPORTAMIENTO DE LOS RESIDUOS		
Test de autocorrelación		
LM (2 rezagos)	F=1,24 (0,29)	n*R2=2,78 (0,25)
No se rechaza la incorrelación		
Test de heterocedasticidad		
White	F=1,46 (0,09)	n*R2=45,12 (0,12)
ARCH (1 rezago)	F=0,55 (0,46)	n*R2=0,56 (0,45)
ARCH (2 rezagos)	F=1,92 (0,15)	n*R2=3,81 (0,15)
No se rechaza la homocedasticidad		
Test de normalidad		
Simetría	0,01	
Curtusis	2,92	
Jarque-Bera	JB=0,0304 (0,985)	
No se rechaza la Normalidad		

En cuanto a la varianza de los residuos, los resultados de los tests *ARCH* y *White* y el examen del correlograma de los residuos al cuadrado aportan evidencia a favor del no rechazo de la

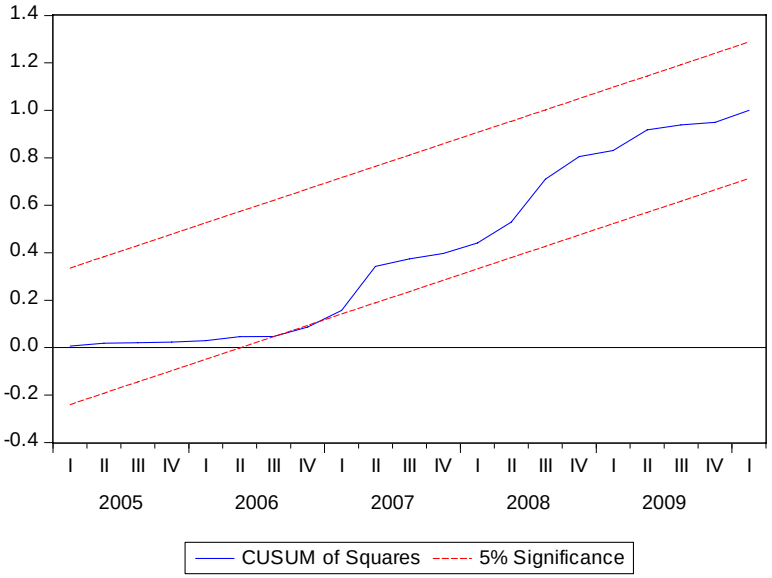
hipótesis de homocedasticidad de los residuos. Asimismo, la estimación de la ecuación postulando residuos heterocedásticos no detecta estructura alguna en la varianza residual.

No se detectaron problemas de especificación del modelo de acuerdo a los resultados obtenidos a partir del Test de *Ramsey* con uno y dos rezagos. Por lo tanto, los estimadores obtenidos serían insesgados y consistentes. La estabilidad del modelo fue testeada a partir de los residuos recursivos, y de las pruebas de CUSUM y CUSUM-SQ. La evidencia obtenida se inclina hacia la hipótesis de homogeneidad temporal del modelo.[9]

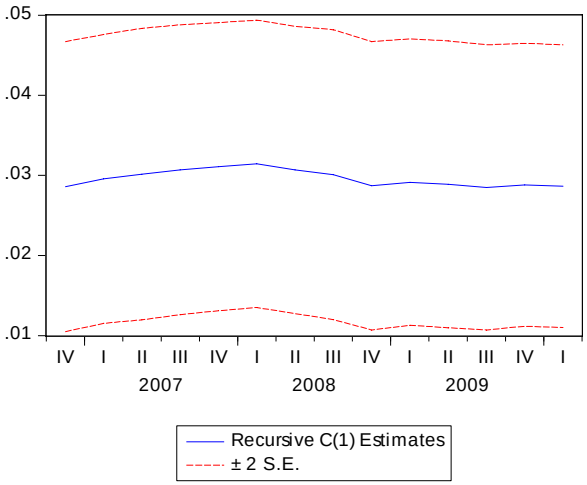


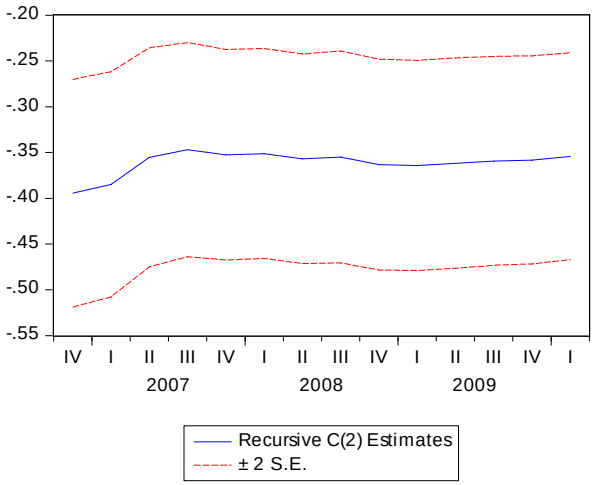


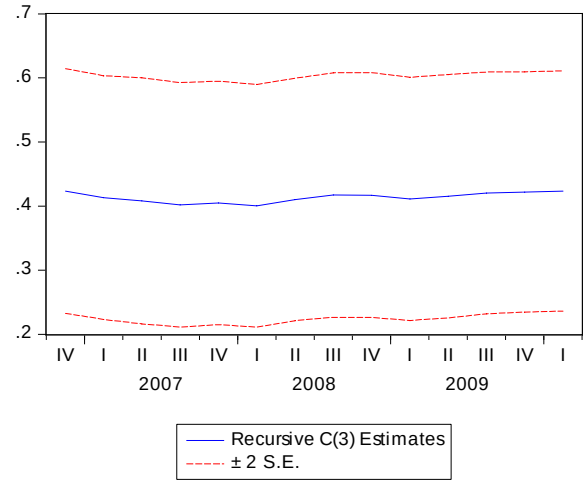
[9] Los contrastes de homogeneidad temporal del modelo fueron realizados para el tramo final del período de estudio. Esto obedece a la presencia de variables dummies asociadas a intervenciones las que acotan el período muestral para el cual es posible realizar los tests en EViews 7.

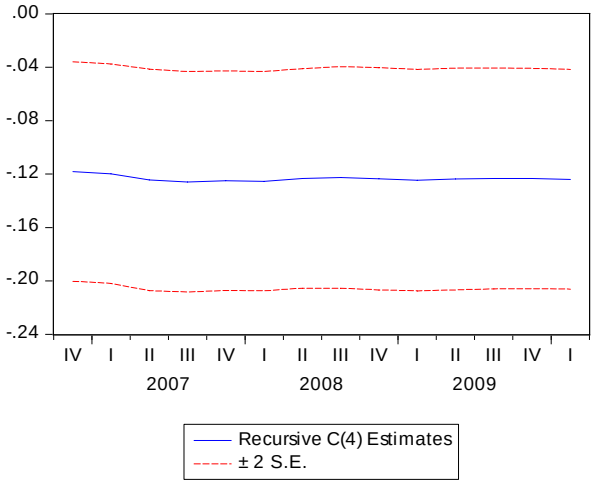


Por otra parte, la estabilidad de los parámetros se contrastó a través del test de coeficientes recursivos. En todos los casos, los coeficientes estimados no varían significativamente a medida que se agrega información muestral, mientras que las bandas de confianza tienden a estrecharse.

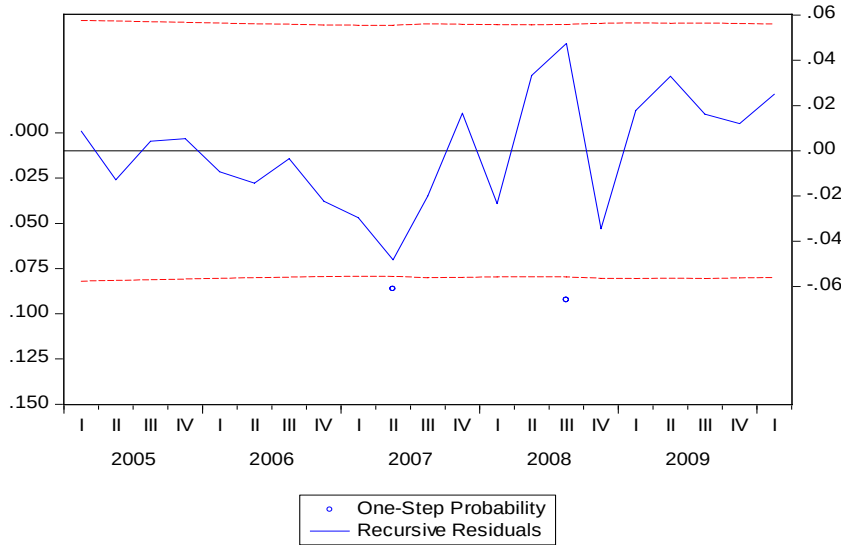








Otro indicador de la estabilidad del modelo se obtuvo a partir del Test de Bondad de Ajuste. Para analizar si el valor de la variable dependiente en el momento *t* pudo haber provenido del modelo ajustado para los datos hasta ese momento, se compara el error con la desviación estándar en toda la muestra. En la parte inferior de la gráfica se presentan los puntos en los que la hipótesis nula de constancia de parámetros sería rechazada a niveles de significación del 5%, 10% y 15%.



En los últimos 20 trimestres el ajuste del modelo no ha sido bueno en sólo 2 ocasiones. No obstante, si consideramos un nivel de significación del 5% no fue posible rechazar la hipótesis nula de constancia de parámetros.

Adicionalmente, se realizó el test de Chow considerando una serie de puntos de quiebre correspondientes a cambios de regímenes y otros eventos relevantes que implicaron intervenciones en la ecuación estimada. En todos los casos la evidencia recolectada se inclina hacia el no rechazo de hipótesis nula de ausencia cambio estructural.

CUADRO 5- TEST DE CHOW-CAMBIO ESTRUCTURAL
Variable dependiente: d(m-p)
Período muestral: 1981:2 a 2010:01
Datos promedio trimestrales
H0: ausencia de cambio estructural en la fecha indicada

FECHA	Resultado
1990 Trim III	No rechazo
1991 Trim I	No rechazo
1993 Trim IV	No rechazo
2002 Trim III	No rechazo
2002 Trim IV	No rechazo
2004 Trim III	No rechazo
2006 Trim II	No rechazo
2007 Trim III	No rechazo

Nivel de significación de los test: 10% para las pruebas F y Wald y 5% para LR.

Se probó la exogeneidad débil de las variables explicativas de la demanda de dinero que participan en la ecuación de corto plazo. Para ello se hicieron dos regresiones auxiliares en las en las que el residuo cointegrador no aporta información sobre la dinámica de las variables explicativas.

CUADRO 6- EXOGENEIDAD DÉBIL DEL PRODUCTO Variable dependiente: d(y) Período muestral: 1981:1 a 2010:01 Datos promedio trimestrales		
Variable	**Coeficiente**	**Prob.**
Constante	0,05	0,0000
Coint (-1)	0,03	0,6088
D1	-0,12	0,0000
D2	-0,04	0,0000
D3	-0,04	0,0000
DLOG(PIB(-4))	0,23	0,0056
D(fe=198203)	-0,11	0,0000
R2 ajust=0,84	DW=1,97	AIC=-4,41
D1, D2 y D3 son dummies estacionales		SE reg=0,0258
Las variables fe representan outliers aditivos o cambios de nivel		

CUADRO 7- EXOG. DÉBIL DE LA TASA DE INTERÉS Variable dependiente: d(i) Período muestral: 1981:1 a 2010:01 Datos promedio trimestrales		
Variable	**Coeficiente**	**Prob.**
Coint (-1)	0,05	0,2490
D(i(-1))	0,54	0,0000
D(i(-2))	-0,27	0,0016
D(i(-3))	0,32	0,0024
D(i(-4))	-0,14	0,0209
Ecuación de la varianza		
Constante	0,00005	0,1404
Resid (-1)^2	0,99454	0,0023
GARCH (-1)	0,38760	0,0033
R2 ajust=0,073	DW=2,3923	AIC=-3,32
		SE reg=0,068

Para completar el análisis de la exogeneidad fuerte del producto y de la tasa de interés, que es lo que permite realizar predicciones de la demanda de dinero, condicional en las previsiones de las variables exógenas (producto y tasa de interés), se realizó el test de causalidad en el sentido de *Granger*, cuyos resultados son presentados en el siguiente cuadro.

CUADRO 8- CAUSALIDAD H0: X1 no causa en el sentido de Granger a X2			
X1/X2	**(m-p)**	**y**	**i**
log(m-p)	n.c.	No rechazo	No rechazo
log(y)	Rechazo	n.c.	n.c.
i	Rechazo	n.c.	n.c.
	d(m-p)	**d(y)**	**d(i)**
dlog(m-p)	n.c.	No rechazo	No rechazo
dlog(y)	Rechazo	n.c.	n.c.
d(i)	Rechazo	n.c.	n.c.
Los test fueron realizados con un nivel de significación del 5%. Cuando fue necesario se depuraron las series de estacionalidad y outliers			

Como puede observarse la evidencia encontrada apunta a rechazar las hipótesis de que el producto y la tasa de interés no causan en el sentido de *Granger* a la cantidad real de dinero. Esto se cumple tanto en niveles como en diferencias de las variables.[10] Asimismo, no fue posible rechazar las hipótesis de que la cantidad real de dinero no causa en el sentido de *Granger* al producto y a la tasa de interés.

III.4 Principales Resultados

El modelo especificado implica una serie de avances en materia de modelización de la demanda de dinero en Uruguay.

En primer lugar, la incorporación de la variable v_t logró captar, al menos en parte, el proceso de desmonetización que experimentó la economía uruguaya durante los años ochenta, la recuperación moderada de los noventa, y la fuerte remonetización de los últimos años. No resultó significativa la tendencia determinista que los antecedentes consultados asociaban a innovaciones tecnológicas. Es muy probable que parte del efecto de esta variable haya sido captado por la propia variable v_t.

En segundo lugar, se estimó una elasticidad-ingreso de largo plazo de la demanda de dinero unitaria, en línea con lo postulado por la teoría económica.

Por otra parte, la exogeneidad fuerte del producto y la tasa de interés, que son las variables explicativas de la demanda de dinero y además forman parte del vector cointegrador, habilita a realizar predicciones de la demanda de dinero.

Los errores de predicción pueden provenir de tres fuentes distintas: errores en la estimación de los estimadores, errores en las proyecciones de las variables exógenas y errores estocásticos inherentes al propio modelo. El no rechazo de la hipótesis de estabilidad del modelo, y el hecho de que las proyecciones de las variables exógenas provengan de otros modelos externos a la demanda de dinero, permiten concentrarse en los errores de previsión inherentes al propio modelo. Para ello se tomaron como dados los valores de las variables exógenas y se mantuvieron constantes las estimaciones de los parámetros realizadas para toda la muestra.

[10] Si bien el Test de Causalidad en el sentido de Granger debe realizarse con variables estacionarias, el hecho de que las mismas estén cointegradas llevó a que además se realizara el contraste con las variables en nivel.

Siguiendo esta línea, se evaluó la capacidad predictiva del modelo a partir de los estadísticos habituales que se construyen para tal fin: la Raíz del Error Cuadrático Medio (RECM), Error Medio (EM) y Error Absoluto Medio (EAM).

CUADRO 9- CAPACIDAD PREDICTIVA
Período 1994.01 - 2010.01

	Horizonte (trimestres)			
	2	**4**	**6**	**8**
RAÍZ ERROR CUADRÁTICO MEDIO	8,8%	5,0%	3,9%	3,2%
ERROR MEDIO	0,3%	0,1%	0,1%	0,0%
ERROR ABSOLUTO MEDIO	5,0%	3,6%	3,0%	2,5%

Tasas anualizadas

En primer lugar, el comportamiento del error medio, que para todos los horizontes se ubica cercano a cero, sugiere que los errores de proyección, como era de esperar, no tienen un sesgo sistemático en el período evaluado.

Por otra parte, los resultados que surgen de los estadísticos RECM y EAM sugieren que el error de predicción se reduce a medida que se aleja el horizonte de proyección. Esto era esperable por tratarse de un modelo de corrección de errores. Al considerar el horizonte de proyección de la política monetaria -6 trimestres- estos estadísticos arrojan un error promedio que se ubica entre 3% y 4%. Estos hallazgos justifican la utilización del modelo de demanda de dinero para la programación monetaria de mediano plazo.

IV. CONCLUSIONES

En este documento se presentó un modelo de corrección de errores para la demanda real de dinero para el período 1981.1-2010.1. Este modelo, además de los fundamentos tradicionales –producto y tasa de interés-, incluye una variable que mide la volatilidad relativa de los rendimientos reales del dinero y un activo sustituto.

El modelo se estimó siguiendo el procedimiento de estimación à la *Engle-Granger*. En una primera etapa, se encontró una relación de largo plazo entre la cantidad real de dinero, el nivel de actividad económica y la tasa de interés, estimándose una elasticidad-ingreso unitaria y una semielasticidad-tasa de interés negativa, en línea con lo postulado por la teoría económica. La participación de la variable "volatilidad" en la estimación de la relación de largo plazo resultó relevante para captar, al menos en parte, el fenómeno de desmonetización de los 80's, la relativa recuperación de los 90's y la fuerte remonetización de los últimos seis años.

Una vez obtenidos los residuos de la relación de cointegración y contrastada la exogeneidad débil del producto y la tasa de interés, se especificó un modelo de corrección de errores para la tasa de crecimiento de la cantidad real de dinero. Ante un desvío en la cantidad real de dinero con relación a su nivel de largo plazo, la tasa de variación de la cantidad real de dinero reacciona corrigiendo dicho desequilibrio a una velocidad relativamente alta. La demanda real de dinero estimada cumple con los requisitos habituales de estabilidad, obteniéndose residuos bien comportados.

Adicionalmente, se analizó la exogeneidad fuerte de las variables consideradas obteniéndose evidencia de que el producto y la tasa de interés tienden a anticipar temporalmente a la cantidad real de dinero, no existiendo retroalimentación. Esto, sumado a la exogeneidad débil, implica la exogeneidad fuerte de las variables explicativas consideradas, lo que habilita la utilización del modelo con fines predictivos de la demanda de dinero.

Finalmente, se evaluó la capacidad predictiva del modelo a distintos horizontes. Los resultados encontrados sugieren que el modelo es adecuado para ser utilizado en la programación monetaria de mediano plazo.

V. BIBLIOGRAFÍA

- Bucacos, E.,y Licandro, G.(2002), “La demanda de dinero en Uruguay: 1980.1 -2002.4”. Revista de Economía del BCU, noviembre de 2003.

- Bucacos, E., (2005). “Acerca de la estacionalidad estocástica. Una aplicación para la demanda de dinero en Uruguay”. Revista de Economía del BCU, noviembre de 2005.

- 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-Abril 1991, Banco Central del Uruguay.

- Della Mea, U., Dominioni, (1992), “Tendencias y predictibilidad de la base monetaria uruguaya: los años recientes”. Trabajo presentado en las séptimas Jornadas Anuales de Economía del Banco Central del Uruguay.

- Fernández, S., (1999), “Un modelo para la demanda de dinero en Uruguay (1983-1998)”. Trabajo de Investigación Monográfica. Licenciatura en Economía. Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República.

- Fried, A. y Trujillo, J.M.(2006), “Demanda de dinero en Uruguay: una nueva aproximación”. Documento presentado en las Jornadas de Economía 2006 del BCU.

- Lucas, R., (1980), “Two illustrations of the quantity of money”. American Economic Review, 70 (5), 1005-1014.

- Markowitz, H.,(1952) “Portfolio Selection”. The Journal of Finance, marzo de 1952.

- Novales, A., “Econometría” (1993). Segunda Edición.

- Pascale, R., “Decisiones Financieras” (2003). Ediciones de la Plaza. 4ª Edición Revisada.

- Sidrauski, M.(1967), “Inflation and economic growth”. Journal of Political Economy, 75, 534-544.

- Tobin J., “Liquidity preference as a behaviour toward risk” (1958). Review of Economic Studies. Febrero de 1958.

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