

ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA DE DINERO EN PARAGUAY

Bernardo Darío Rojas

Héctor García



Documentos de Trabajo

N° 6



Los Documentos de Trabajo del Banco Central del Paraguay difunden investigaciones económicas llevadas a cabo por funcionarios y/o por investigadores externos asociados a la Institución. Los Documentos incluyen trabajos en curso que solicitan revisiones y sugerencias, así como aquellos presentados en conferencias y seminarios. El propósito de esta serie de Documentos es el de estimular la discusión y contribuir al conocimiento sobre temas relevantes para la economía paraguaya y su ambiente internacional. El contenido, análisis, opiniones y conclusiones expuestos en los Documentos de Trabajo son de exclusiva responsabilidad de su o sus autores y no necesariamente coinciden con la postura oficial del Banco Central del Paraguay. Se permite la reproducción con fines educativos y no comerciales siempre que se cite la fuente.

The Working Papers of the Central Bank of Paraguay seek to disseminate original economic research conducted by Central Bank staff or third party researchers under the sponsorship of the Bank. These include papers which are subject to, or in search of, comments or feedback and those which have been presented at conferences and seminars. The purpose of the series is to stimulate discussion and contribute to economic knowledge on issues related to the Paraguayan economy and its international environment. Any views expressed are solely those of the authors and so cannot be taken to represent those of the Central Bank of Paraguay. Reproduction for educational and non-commercial purposes is permitted provided that the source is acknowledged.

ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA DE DINERO EN PARAGUAY¹

Bernardo D. Rojas P.*

Héctor T. García W.**

Versión 1- Mayo 2006

Resumen

Este documento utiliza datos trimestrales para estimar la demanda de saldos reales para Paraguay, utilizando como objetivo el agregado M1 ampliado. Mediante técnicas de cointegración, se corrobora la presencia de estabilidad en la estimación utilizando distintos enfoques como Mínimos Cuadrados Ordinarios, Mínimos Cuadrados Bietápicos y Vector de Corrección de errores.

Los coeficientes estimados para el largo plazo están acorde con los resultados encontrados en trabajos similares realizados para la región. Estos coeficientes están en el orden de 0,77 para el ingreso, -0,23 para la tasa de interés y -0,005 para el factor tecnológico.

Abstract:

This paper uses quarterly data in order to estimate the real money demand for Paraguay, having the broadened M1 as the main objective. Through Cointegration techniques, the presence of stability in the estimation is corroborated by using several methods, such as Ordinary Least Squares, Two-Stage Least Squares and Vector Error Correction.

The long run estimated coefficients are in accordance with the results for other countries in the region. These coefficients show an elasticity of 0.77 for income; -0.23 for the passive rate; and -0.005 for the technological factor.

*= Departamento de Estudios Monetarios y Financieros, Gerencia de Estudios Económicos-BCP.

**= Escuela de Economía-UNA, Programa de Pasantía.

¹ Los Autores agradecen los comentarios de xxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxx. Las opiniones y errores que pueda contener este documento son de exclusiva responsabilidad de los autores y no constituye la posición institucional del Banco Central del Paraguay.

Introducción:

El objetivo de este documento de trabajo es estimar la demanda de dinero para transacciones en la economía paraguaya. En ese sentido, existen tres razones fundamentales que ameritan la necesidad de estimar una función de demanda de dinero para Paraguay. En primer lugar, debido a la falta de una estimación de la demanda de dinero, el Banco Central del Paraguay (BCP) debe recurrir frecuentemente a supuestos sobre esta variable para fijar sus objetivos de políticas. En segundo lugar, dado que el BCP está considerando la posibilidad de abandonar la tradicional forma de control de agregados como política monetaria por una meta explícita de inflación, resalta la necesidad de conocer hasta qué magnitud la demanda de dinero del sector privado respondería a los cambios en las tasas de políticas que utiliza el BCP. Finalmente, considerando los distintos escenarios de crisis financieras que ha experimentado el país, resultaría muy pertinente conocer si se cumple la estabilidad de la demanda de dinero para el Paraguay.

Un estudio de demanda de dinero basado en un enfoque de cointegración permitiría cumplir con los objetivos mencionados en el párrafo anterior, en el sentido de que la existencia de una ecuación cointegrada implicaría el cumplimiento de la estabilidad de la demanda de dinero en el largo plazo, y por otro lado, los coeficientes de la ecuación cointegrada determinarían las elasticidades de la demanda de dinero con respecto a sus fundamentos de largo plazo. Adicionalmente, los modelos de corrección de errores que complementan cualquier estudio de cointegración, permitirían entender la dinámica de los ajustes de estas variables ante choques exógenos y efectos de política.

Siguiendo la línea de razonamiento, la teoría subyacente normalmente argumenta que la demanda de dinero está en función directa a la generación de riquezas, y en relación inversa al costo de oportunidad del dinero. Algunos estudios consideran que la demanda de dinero también tiende a estar inversamente relacionada al desarrollo e incorporación de mejoras tecnológicas

en el sistema de transacciones, por lo que una ecuación de la demanda de dinero que omita la inclusión de variables que aproxime la innovación tecnológica estaría sobreestimando la demanda de dinero especialmente durante episodios de “missing money” o en periodos de inestabilidad de ésta. Por lo expuesto, los estudios en este campo sugieren como proxy de innovación financiera una tendencia temporal o alguna medida de eficiencia del sector financiero. La idea implícita radica en que a medida que se incorporan mejoras tecnológicas se reduce la cantidad de efectivos necesarios para las transacciones.

Este trabajo especifica una función de demanda de dinero en términos reales que incorpora las consideraciones mencionadas en los párrafos precedentes, y utiliza técnicas econométricas como Vector de Corrección de Errores (VEC), Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y Mínimos Cuadrados Bietápicos (MCB), de manera a aproximar las elasticidades de la demanda de dinero, tomando como objetivo el agregado M1 ampliado. Los modelos estimados bajo los distintos enfoques permiten corroborar la estabilidad de la demanda de dinero para la economía paraguaya.

El documento se encuentra dividido en cuatro secciones y dos anexos. La primera sección corresponde a la parte introductoria y de fundamentación; en la segunda sección se realiza una revisión de la literatura sobre la demanda de dinero, en especial resaltando los resultados obtenidos en estudios similares realizados para países de Latinoamérica; en la tercera sección se presenta el modelo para la estimación con la descripción de las variables utilizadas, las metodologías utilizadas en la medición y finalmente, se presentan los resultados obtenidos en la estimación; en la sección cuatro se presenta la conclusión del trabajo. En el anexo nº 1 se presentan las tablas estadísticas y econométricas, así como también algunos gráficos que describen el comportamiento de las principales series utilizadas en este trabajo; y en el anexo nº 2 se presenta la bibliografía utilizada en este estudio.

Argumentación Teórica y Revisión de la Literatura

La demanda de dinero se refiere principalmente a una demanda de saldos reales, y la literatura usualmente menciona dos razones para sostener esta especificación. La primera está sustentada en los fundamentos de la teoría económica, la cual sostiene que la moneda tiene un efecto neutral en el largo plazo; por lo tanto, la homogeneidad entre cantidad de dinero y precios debería ser cumplida en ese contexto. La segunda razón está directamente relacionada con el aspecto econométrico. En este sentido, la mayoría de las investigaciones econométricas encuentran que tanto el stock nominal de dinero como el nivel de precios resultan estar integrados en orden $I(2)$; por lo tanto, en línea con este argumento, se esperaría que la demanda de saldos reales muestre un orden de integración $I(1)$, con el cual se minimiza la dificultad econométrica propia de la estimación.

Asimismo, la teoría económica sugiere diferentes motivos para mantener dinero, pero las principales razones descansan en la idea de mantener dinero por motivos de transacciones y en la decisión de los agentes económicos en su proceso de selección del portafolio óptimo. En este sentido, en aplicaciones empíricas, la tenencia de dinero es modelada en función al Producto Interno Bruto como proxy de riqueza, una variable tecnológica y la tasa de interés. La última es utilizada como variable para capturar el costo de oportunidad del dinero. Sin embargo, no son pocos los estudios que utilizan además variables como tipo de cambio y la tasa de inflación como aproximaciones del costo de oportunidad del dinero.

Una dificultad adicional radica en elegir el agregado a ser utilizado en la estimación. Normalmente, la decisión sobre el tipo de agregado está en función de la estructura económica y de la profundidad financiera propias de cada país. No obstante, los resultados difieren al observar trabajos empíricos, especialmente aquellos estimados para países de la región en función al tipo de agregado y la metodología utilizada en la estimación.

Demanda de Dinero en Paraguay

Una característica común de los modelos de demanda de dinero es que en su mayoría, los estudios se basan en especificaciones funcionales sutilmente modificadas de la ecuación sugerida por Cagan, cuyo modelo se expone a continuación:

$$\frac{M_t}{P_t} = k Y_t^\eta e^{-\alpha r} e^{-\delta T} \quad (1)$$

En términos logarítmicos, la ecuación anterior puede ser reescrita como :

$$\ln(M_t/P_t) = \ln K + \eta \ln Y_t - \alpha r - \delta T \quad (2)$$

Donde:

M_t = Saldos monetarios en términos nominales en el momento t.

P_t = Nivel general de precios en el momento t.

η = Elasticidad de la demanda de dinero respecto de la variable de escala.

α = Semielasticidad de la demanda de dinero con respecto al costo de oportunidad.

δ = Semielasticidad de la demanda real de dinero con respecto a un parámetro tecnológico.

r = Variable que representa el costo de oportunidad de mantener dinero.

T = Proxy de cambio tecnológico, usualmente aproximado por una tendencia temporal o alguna variable que capte el grado de profundización financiera.

La ecuación así formulada pretende representar la relación de largo plazo entre la demanda de saldos reales y sus fundamentos. En general se espera que la demanda de saldos reales reaccione positivamente ante aumentos en el nivel de ingresos, reflejando así la necesidad de contar con medios de pagos por motivos de transacciones, y que además reaccione negativamente a los incrementos en el costo de oportunidad de mantener dinero en efectivo.

También se espera que la tenencia de dinero disminuya cuando la tecnología financiera mejore.

La magnitud de los coeficientes estimados para estas variables, como hemos mencionado, es sensible al método de estimación empleado y a las variables utilizadas en la estimación. Una rápida revisión de algunos trabajos empíricos estimados para algunos países podría proporcionar una idea de la magnitud de estos coeficientes. Así, por ejemplo, Adam (2000), utilizando un modelo corregido de la Demanda de Ajuste Parcial estimado para la economía chilena, encuentra que la elasticidad del agregado M1 con respecto al ingreso está en torno al 0,93. Asimismo, encuentra que la elasticidad con respecto a la tasa de interés está en torno al -0,22. Por otro lado, Bucacos y Licandro (2003), estimando la demanda de dinero en Uruguay con datos trimestrales desde 1980 al 2002, obtienen una elasticidad de ingreso del 0,8 para el agregado M1 y una elasticidad con respecto a la tasa de interés del -0,46 mediante el enfoque de Cointegración propuesto por Engle-Granger. Asimismo, Escobar y Posadas (2003), utilizando un modelo de Structural Vector Error Correction (SVEC) con datos trimestrales para la economía colombiana, encuentran una elasticidad unitaria con respecto al ingreso y una elasticidad del -0,36 para la tasa de interés. En otro estudio para Chile, Soto y Tapia (2000), utilizando un modelo de Cointegración Estacional, encuentran un coeficiente de elasticidad ingreso del 0,96, una elasticidad con respecto a la tasa de interés doméstica del -0,12 y -1,51 para la tasa de interés externa. En otro trabajo para Colombia, Gómez González (1999), después de aplicar pruebas de exogeneidad, encuentra que la elasticidad de la base monetaria ajustada con respecto al ingreso es de 1 y la elasticidad de la base monetaria con respecto a la tasa de interés y de la innovación financiera son -0,77 y -0,55 respectivamente. Para Costa Rica, Monge y Jiménez, utilizando datos mensuales de la emisión monetaria entre los años 90 y 95, estiman una demanda de saldos reales con una elasticidad de 1,09 con respecto al ingreso y de -0,0038 con respecto a la tasa de interés. Bucacos (2005), utilizando un enfoque de cointegración estacional, encuentra una elasticidad del 0,95, -0,14 y -0,02 para el ingreso, la tasa de interés y el factor tecnológico para el modelo de 0 frecuencia y elasticidad del 0,59 con respecto al ingreso con frecuencias bianuales.

Demanda de Dinero en Paraguay

Finalmente, cabe mencionar por una parte el trabajo de Ramoni y Orlandoni, quienes utilizaron datos anuales para el periodo comprendido entre 1968 y 1996 para estimar la demanda de dinero M2, cuya elasticidad con respecto a la renta es del 1,28, con respecto a la tasa de interés es del -0,56 y con respecto a la tasa de depreciación obtienen un coeficiente del -3,62. Por otro lado, en lo que respecta a estudios hechos para Paraguay, se puede mencionar el trabajo de Colmán, quien usando el enfoque de Engle y Granger estima una función de demanda para el M1 en frecuencia trimestral para el periodo comprendido entre 1991 y 2003. Colmán encuentra una elasticidad de 0,40 para el ingreso y una semielasticidad del -0,75 para la tasa de interés.

Estimación del Modelo

Este documento, al igual que la mayoría de los estudios mencionados, utiliza la función modificada de Cagan para intentar aproximar la demanda de saldos reales en Paraguay. La función especificada en la ecuación 3, tal como lo mencionan Licandro y Bucacos, es consistente con la forma tradicional de expresar el dinero en la función de utilidad, tipo la utilizada por Zidrauski, (1967), modelos de cash-in advance (Lucas, 1980) y modelos de costos de transacción como en el de Wilson (1989).

$$\frac{M_t}{P_t} = k Y_t^\eta r_t^{-\alpha} e^{-\delta T} \quad (3)$$

Al tomar el logaritmo queda especificada de la siguiente forma

$$\ln(M_t/P_t) = \ln K + \eta \ln Y_t - \alpha \ln r_t - \delta T \quad (4)$$

Donde:

M_t = Saldo del M1 ampliado² desestacionalizado en términos nominales en el momento t.

P_t = Nivel general de precios en el momento t.

Y_t = Variable de escala, aproximada por el Producto Interno Bruto desestacionalizado.

r = Variable que representa el costo de oportunidad.

T = Proxy de cambio tecnológico.

η = Elasticidad de la demanda de dinero respecto de la variable de escala.

α = Elasticidad de la demanda de dinero con respecto al costo de oportunidad.

δ = Semielasticidad de la demanda con respecto al parámetro tecnológico.

Basándonos en la especificación analítica expuesta en los párrafos previos, la estimación econométrica utiliza el stock de agregado monetario M1 ampliado

² La definición utilizada en este trabajo corresponde a billetes y monedas en circulación, más depósitos en cuenta corriente, más depósitos a la vista.

desestacionalizado³, por ser el agregado que mejor se ajusta en el caso de Paraguay al concepto de dinero para transacción. Se utiliza el PIB real desestacionalizado como la variable que aproxima el volumen de transacciones de la economía. Por su parte el costo de oportunidad es aproximado por la tasa de interés pasiva (promedio ponderado) del sistema financiero y finalmente, en la mayoría de las estimaciones se utiliza una tendencia lineal para capturar el desempeño de la innovación financiera, por ser el de mejor desempeño en términos econométricos con respecto a la otra variable, que resulta del cociente entre efectivos y depósitos del sistema financiero. Adicionalmente, como todas las series de agregados en términos reales presentan quiebres en los años 1997 y 2002 como consecuencia de las dos últimas crisis financieras registradas en el país, se utilizan variables dummies para capturar los cambios de tendencias en las series. En los gráficos 1 y 2 del anexo nº1, se incluyen a los agregados M1 y M1A; M1 y M0 en términos reales para ilustrar el comentario.

Con respecto a la estimación del modelo, como en todo enfoque de cointegración, un paso previo a la estimación consiste en determinar el orden de integración de las variables. En este sentido el enfoque de cointegración requiere que todas las series que se utilizan en la regresión estén integradas en el mismo orden, para no incurrir en regresiones espúreas. Éstas pueden presentarse cuando se trabaja con series no estacionarias⁴. En este sentido, el análisis de los correlogramas de todas las series utilizadas en el modelo sugiere la presencia de un alto grado de autocorrelación; por lo tanto, no resultaría extraña la presencia de raíces unitarias en las series. Para corroborar esto, se han utilizado las pruebas estándares para evaluar la presencia de raíz unitarias en las series, el test de Dickey-Fuller Aumentado y el test de Phillips-Perron, contruidos sobre la base de presencia de raíz unitaria como Hipótesis Nula. Los resultados permiten corroborar la existencia de raíces unitarias en todas las series que participan en el modelo. Además, todas las series que forman parte del modelo son estacionarias en sus primeras diferencias; es

³ La desestacionalización de las series se ha realizado mediante el programa X12 ARIMA.

⁴ Sin embargo, es posible obtener relaciones de cointegración entre series con distintos órdenes de integración para casos de tres o más variables, toda vez que relaciones lineales entre series, I(2) por ejemplo, puedan generar una nueva serie tipo I(1). Ver Harris y Sollis 2003, pagina 35.

decir, son integradas de orden $I(1)$ ⁵. Este hecho justifica la utilización de las técnicas de cointegración para estimar una relación de largo plazo entre las series.

El análisis de la relación de largo plazo se plantea utilizando la metodología del test de traza planteado por Johansen y Juselius y, como alternativa, el test de Engle y Granger. El primero es más confiable al permitir considerar la presencia de autocorrelación en los residuos y definir la cantidad de vectores de cointegración que se presentan en el modelo. Sin embargo, no está exento de debilidades, ya que normalmente se menciona que es sensible al tamaño de la muestra utilizada en la estimación. La segunda metodología (Engle y Granger) es más general y directa, ya que consiste en hacer una prueba de raíz unitaria al residuo de la regresión, que se supone es representativa de la relación de largo plazo entre las variables. Bajo este enfoque, para que la ecuación estimada pueda ser considerada como una ecuación cointegrada, se necesita que su residuo sea estacionario. Sin embargo, una limitación importante de esta metodología es que restringe a uno la cantidad de vectores de cointegración en el modelo, condición que podría fácilmente violarse en presencia de tres o más variables en la regresión.

La tabla n° 2 del anexo n° 1 presenta los resultados del test de traza de Johansen y Juselius. Como se puede observar, se tiene evidencia suficiente de la presencia de un solo vector de cointegración entre las variables mencionadas, a un nivel del 5% y 1%.

A partir de este resultado, primeramente, se utiliza el modelo de Engle-Granger en dos etapas para estimar el vector cointegrador con su correspondiente prueba de cointegración, y se define un modelo de corto plazo para capturar el mecanismo y la velocidad de ajuste de los desvíos transitorios con respecto a su tendencia de largo plazo. Para esta parte del modelo se ha utilizado un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios y un modelo de Mínimos Cuadrados Bietápicos, de manera a comparar los resultados. Las elasticidades estimadas

⁵ Ver tabla n° 1 del anexo.

bajo estos dos enfoques son muy similares. En segundo lugar, y como una alternativa más, se ha especificado un modelo de Vector de Corrección de Errores en forma restringida, para que sirva de soporte a las estimaciones bajo los primeros métodos .

Con respecto a la estimación de los modelos de corto plazo, como es de conocimiento, la especificación requiere que todas las series sean estacionarias; por lo tanto, el modelo es estimado con las series en sus primeras diferencias. Además, se considera oportuno incluir en esta especificación del modelo la depreciación del tipo de cambio nominal con respecto al dólar, con la idea de capturar la presencia de sustitución de monedas que puedan presentarse en periodos de alta volatilidad cambiaria.

Los resultados de las estimaciones dan cuenta que las elasticidades estimadas en este trabajo se encuentran en el rango de la mayoría de los estudios realizados en la región. En ese sentido, bajo el enfoque de MCO, las elasticidades estimadas para el largo plazo son 0,77, -0,23 y -0,006 para el ingreso, la tasa de interés y el factor tecnológico respectivamente. En el anexo nº 1 se adjunta las pruebas clásicas de estabilidad tipo CUSUM y CUYSUMQ, para reforzar la confiabilidad de las estimaciones. Asimismo, la velocidad de ajuste de este modelo está en torno a -0,33, lo que implica que aproximadamente un 33% de los desajustes temporales se disipan en cada trimestre⁶. Además, el modelo de corto plazo permite corroborar que ante inestabilidades cambiarias, los individuos fácilmente pueden cambiar la estructura de sus tenencias de efectivos entre moneda doméstica y moneda extranjera, ya que la elasticidad estimada en el modelo de corrección de errores es del -0,42

Del mismo modo, la estimación bajo el enfoque de MCB arroja resultados muy parecidos en cuanto a los coeficientes estimados para el largo plazo, ya que las elasticidades son del 0,77, -0,26 y -0,01 para el ingreso, la tasa de interés y el factor tecnológico respectivamente. La velocidad de ajuste de los desequilibrios

⁶ Para mayor detalle, ver tablas 3 y 4 del anexo.

Demanda de Dinero en Paraguay

de este modelo sin embargo es del $-0,38$; es decir, que un 38% de los desajustes coyunturales se corrigen en función a la tendencia de largo plazo cada trimestre⁷.

Finalmente, los resultados del modelo VEC, con una elasticidad ingreso restringida a la unidad, se ajusta a los coeficientes estimados bajo los enfoques anteriores. En ese sentido, la elasticidad resultante con respecto a la tasa de interés es de $-0,20$ y para el factor tecnológico $-0,009$. Sin embargo, la velocidad de ajuste es mucho menor a lo estimados en los modelo de MCO y MCB.

⁷ Ver cuadros 5 y 6.

Comentarios Finales

En este documento se estimó una ecuación de demanda de saldos reales de dinero, utilizando como variable objetivo el saldo del M1 ampliado para Paraguay en frecuencia trimestral con datos que van desde el primer trimestre del 94 al cuarto trimestre de 2005. Los coeficientes estimados para el largo plazo son 0.77 para el ingreso y -0,20 a -0,25 para la tasa de interés. Estos resultados están acorde con los parámetros que sugiere la literatura y especialmente no difieren mucho de los coeficientes estimados para países latinoamericanos. Asimismo, el signo del parámetro tecnológico nos sugiere que la demanda de saldos reales se reduce sostenidamente en el tiempo, aunque no en forma muy significativa. Una explicación podría ser que este modelo incorpora los depósitos en cuenta corriente y depósitos a la vista dentro de la regresión, y por ende no capta a plenitud las decisiones de tenencias en efectivo y de depósitos en el sistema financiero. Se espera que este coeficiente presente mayor relevancia cuando se utiliza agregados más líquidos como el M0 en lugar del M1 ampliado, aunque con esta especificación probablemente se subestimaría la demanda efectiva de transacciones.

Asimismo, la existencia de un vector cointegrador entre las variables fundamentales del modelo, y por los resultados adicionales de las pruebas de estabilidad a los residuos, sugiere que en el caso de Paraguay se cumple la estabilidad de la demanda de dinero y por ende las implicancias de este resultado para las decisiones de políticas económicas resultarían válidas.

Finalmente, mediante los modelos de corrección de errores, se ha comprobado que los desequilibrios temporales de los saldos monetarios reales se ajustan en el largo plazo en un periodo aproximado entre 7 a 8 meses, y que las depreciaciones cambiarias son muy importantes en el corto plazo para explicar los cambios temporales en la tenencia de dinero.

ANEXO Nº 1

Tabla Nº 1

PROPIEDADES ESTADÍSTICAS DE LAS SERIES					
Serie	Niveles		Diferencias		Orden
	Estadístico ADF	Valores Críticos 5%	Estadístico ADF	Valores Críticos 5%	Integración
IMORSA	-2.75	-3.49	-982	-2.92	1
LM1RSA	-1.29	-3.49	-8.09	-2.92	1
LM1ARESA	-1.38	-3.51	-4.81	-2.93	1
LYSA	-2.23	-3.49	-6.26	-2.92	1
LTP	-0.45	-3.49	-3.45	-2.92	1

Tabla Nº 2

Prueba de Cointegración de Johansen y Juselius

Trend assumption: Quadratic deterministic trend

Series: LM1ARESA LYSA LTP

Exogenous series: D1997 D2002

Warning: Critical values assume no exogenous series

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.450852	41.06144	34.55	40.49
At most 1	0.246045	14.08899	18.17	23.46
At most 2	0.030200	1.379941	3.74	6.40

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Tabla Nº 3

Modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios
Ecuación Cointegrada

Variable dependiente: LM1ARESA		
Variables	Coeficientes	t estadísticos
LYSA	0.77	3.62
LTP	-0.23	-11.03
D1997	-0.13	-3.17
D2002	-0.17	-2.46
T	-0.005	-2.60
R ² = 0.80 DW= 0.80 S.E.= 0.06		
Test de Cointegración: ADF= -3.46 C.V.= -2.61 (1%)		

Tabla N° 4
Modelo de Corrección de Errores

Variable Dependiente: DLM1ARESA		
Variables	Coeficientes	t estadísticos
RESIDMCO(-1)	-0.32	-3.63
DLYSA	0.14	1.26
DLTP	-0.12	-3.85
DLTCN	-0.42	-3.39
R ² = 0.49 DW= 1.93		

Tabla N° 5
Modelo de Mínimos Cuadrados Bietápicos
Ecuación Cointegrada

Variable dependiente: LM1ARESA		
Variables	Coeficientes	t estadístico
LYSA	0.76	2.16
LTP	-0.25	-8.86
D1997	-0.09	-2.13
T	-0.01	-7.53
R ² = 0.69 DW= 0.58 S.E.= 0.08		
Test de Cointegración: ADF= -3.39 C.V.= -2.61 (1%)		
Variables auxiliares: LYSA(-1); LM1ARESA(-1); LTECSA(-1); D2002.		

Tabla N°6
Modelo de Corrección de Errores

Variable Dependiente: DLM1ARESA		
Variables	Coeficientes	t estadístico
RESIDMCB(-1)	-0.38	-2.29
DLTP	-0.22	-2.44
DLTCN	-0.18	-1.07
R ² = 0.27 DW= 1.85		

Tabla N° 7
Modelo de Vector de Corrección de Errores-Restringido

Modelo de Vector de Corrección de Errores -Restringido

Restricciones: LYSA=1	
Ecuación Cointegrada	
Variables	Coefficientes
LM1ARESA(-1)	1.00
LYSA(-1)	-1.00
LTP(-1)	0.20
T(91:4)	0.009

Modelo de Corrección de Errores

Variables	Coefficientes (respecto de D(LM1ARESA))
EC.COINT	-0.12
DLM1ARESA(-1)	0.12
DLYSA(-1)	0.06
DLTP(-1)	0.03
T(91:4)	0.0006
D1997	-0.06
D2002	-0.01

Gráfico N° 1
Agregados M1(lm1rsa) y M1A(lm1aresa) en Términos Reales

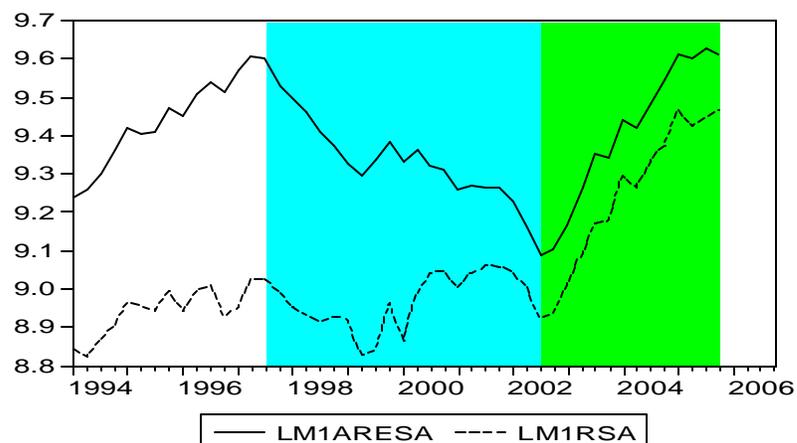


Gráfico N° 2
Agregados M 0 (Im0rsa) y M1A(Im1aresa) en Términos Reales

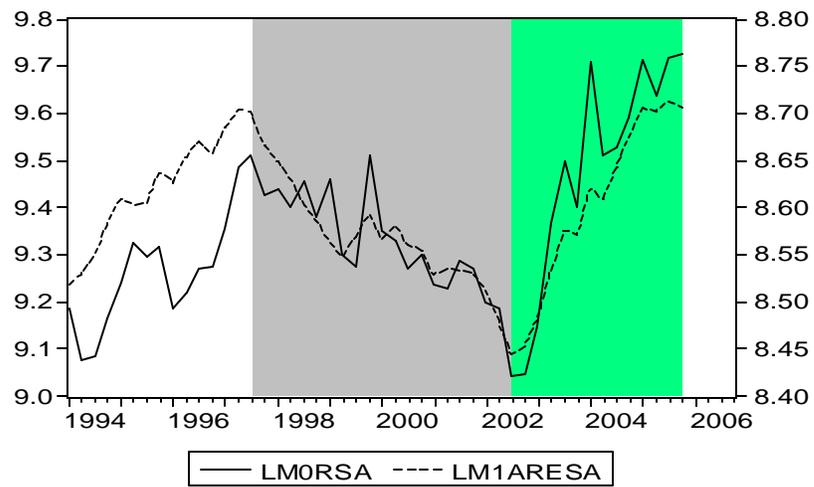


Gráfico N° 3
Prueba de CUSUM

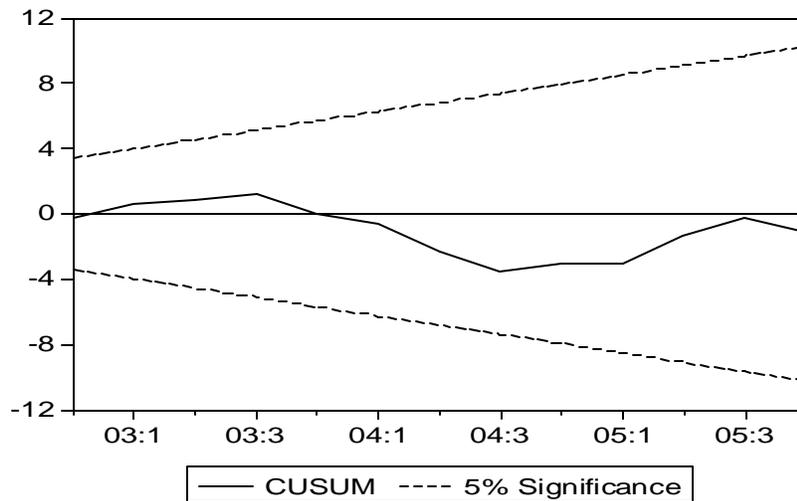
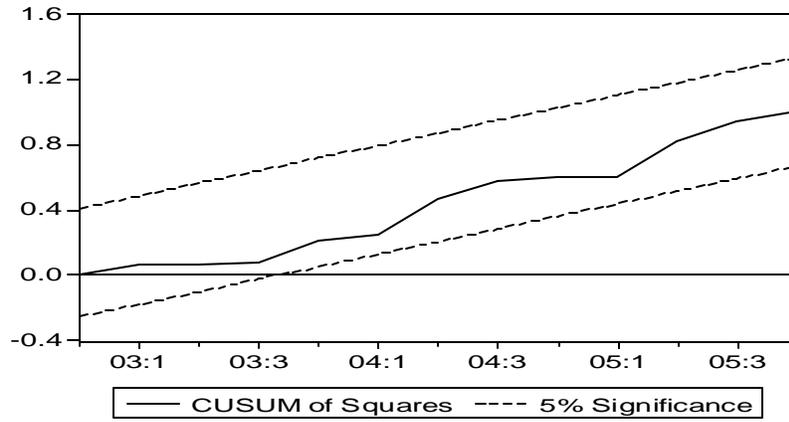


Gráfico N° 4
Prueba de CUSUMQ



Anexo nº 2

Bibliografía

- Adam, Christopher (2000). *La demanda de dinero por motivo transacción en Chile*. Universidad de Oxford, Reino Unido.
- Ahumada, H. (1992). *A Dynamic Model of the Demand for Currency: Argentina 1977-1988*. *Journal of Policy Modelling*, 14 (3): 335-61.
- Arrau, P. (1995). *The Demand for Money in Development Countries: Assesing the Role of Financial Innovation*. *Journal of Development Economics*, 46 (2): 317-40.
- Bucacos, Elizabeth; Licandro, Gerardo. *La demanda de dinero en Uruguay (1980.1-2002.4)*. Banco Central de Uruguay.
- Bucacos, Elizabeth (2005). *Acerca de la estacionalidad estocástica. Una aplicación para la demanda real de dinero en Uruguay*. Banco Central de Uruguay.
- Colmán, Humberto. *Dinero y política monetaria*. Programa de las Naciones Unidas para el desarrollo. Proyecto PAR 02/007.
- Escobar, José Fernando; Posada, Carlos. *Dinero, precios, tasa de interés y actividad económica: un modelo del caso colombiano (1984:1-2003:4)*. Banco Central de Colombia.
- García, Pablo; Valdés, Rodrigo (2003). *Dinero y conducción de la política monetaria con metas de inflación*. Cuadernos de economía, año 40, N° 121, pp. 698-706.
- Gómez, José (1999). *Especificación de la demanda por dinero con innovación financiera*.
- Hahn, Elke; Mueller, Christian (2000). *Money demand in Europe: evidence from the past. Discussion paper N° 204*. Deutches Institut fuer Wirtschaftsforschung, Berlin.
- Harris, Richard; Sollis, Robert (2003). *Applied time series: modelling and forecasting*. Wiley Editorial.
- Khamis, May; Leone, Alfredo. *Can currency demand be stable under a financial crisis?: the case of Mexico*. Fondo monetario Internacional.
- McCallum, B.; Goodfriend M. (1987). *Money: Theoretical Analysis of the Demand for Money*. NBER Working Paper N° 2157.

Demanda de Dinero en Paraguay

- Monge, Olga; Jimenez, Enrique (1996). *Costa Rica: Estimación de una función de demanda mensual por emisión monetaria (1990-1995)*. Banco Central de Costa Rica.
- Ramoni Perazzi, J.; Orlandoni, Giampaolo (2000). *La demanda de dinero en Venezuela: un análisis de cointegración (1968-1996)*. Revista *Economía* N° 16, 2000. 97-115.
- Soto, Raimundo; Tapia, Matías (2000). *Cointegración estacional en la demanda de dinero*.

