

ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA DE DINERO EN PARAGUAY¹

Octubre 2006

*Bernardo Darío Rojas Páez**

*Héctor García Wenninger.***

Resumen

Este documento estima la demanda de saldos reales para Paraguay, utilizando el enfoque de *vector de corrección de errores*. Los resultados indican una elasticidad unitaria con respecto al producto, una elasticidad negativa del 0,37 para la tasa de interés y un coeficiente negativo del 0,009 para el factor tecnológico. Los desequilibrios transitorios del modelo se ajustan en un periodo de 5 a 6 meses.

Abstract

This paper estimates the real money demand for Paraguay, through a vector error correction approach. The Output shows an unit elasticity, while the interest rate and the technological factor show a coefficient of -0.37 and -0.009 respectively. The transitory disequilibrium is adjusted within five and six months.

Palabras Clave: Agregado M1 ajustado, Cointegración, VECM, Paraguay.

¹ Los Autores agradecen los comentarios de Monica Pérez Dos Santos, Víctor Elías, Carlos Fernández y Jorge Corvalán. Las opiniones vertidas en este documento son de exclusiva responsabilidad de los autores.

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

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

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 política. En segundo lugar, dado que el BCP está considerando la posibilidad de abandonar la tradicional forma de control de agregado como política monetaria por una meta 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 que a la fecha el banco sigue utilizando el agregado como meta, también resalta la necesidad de conocer si se cumple la estabilidad de la demanda de dinero en el largo plazo, bajo diferentes escenarios de políticas.

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 que existe una combinación lineal estacionaria entre la demanda de dinero y sus fundamentos, 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. Asimismo el modelo de corrección de errores que complementa cualquier estudio de cointegración, permitiría entender la dinámica de los ajustes de estas variables ante choques exógenos y efectos de política. Finalmente, las pruebas de exogeneidad permitirían demostrar la validez de la ecuación de demanda de dinero para hacer inferencias y pronósticos y para probar la estabilidad de la demanda de dinero en escenarios distintos.

Siguiendo la línea de razonamiento, la teoría subyacente normalmente argumenta que la demanda de dinero está en función directa al volumen de transacciones, 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 aproximen la innovación tecnológica estaría sobreestimando la demanda de dinero especialmente durante episodios de “missing money” o en periodos de inestabilidad económica. 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 saldos monetarios que se necesitan para las transacciones.

Este trabajo especifica una función de demanda de dinero en términos reales que incorpora las consideraciones mencionadas en los párrafos precedentes. Para el efecto, la misma utiliza la técnica econométrica de cointegración, específicamente el Modelo de Vector de Corrección de Errores (VEC), para aproximar las elasticidades de largo plazo y el mecanismo de corrección de errores de la economía paraguaya.

El documento se encuentra dividido en cinco secciones y un anexo. 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 y cuarta secciones se presentan tanto el modelo para la estimación con la descripción de las variables utilizadas y las metodologías empleadas en la medición y finalmente, se presentan los resultados obtenidos en la estimación; en la sección cinco se presenta el comentario final del trabajo. En el Anexo 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 finalmente 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 cumplirse en ese contexto. La segunda razón está directamente relacionada con el aspecto econométrico. En este sentido, numerosas investigaciones econométricas encuentran que tanto el stock nominal de dinero como el nivel de precios son integradas de 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, es decir, por motivo de especulación. En este sentido, en aplicaciones empíricas, la tenencia de dinero es modelada en función al Producto Interno Bruto como proxy de volumen de transacciones, 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. Para fines de política monetaria la utilización de agregados más líquidos sería lo más razonable, por el grado de control que pueda ejercer sobre éstos los bancos centrales, pero con este razonamiento quizás se esté subestimando la demanda real de dinero de la economía.

Demanda de Dinero en Paraguay

Es necesario destacar que las elasticidades 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.

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

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

Donde:

M_t = Es el saldo monetario nominal, en el momento t.

P_t = Nivel general de precios en el momento t.

Y_t = Nivel de transacciones , aproximado por el PIB.

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 = 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 transacciones, 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 respectivamente para el modelo de 0 frecuencia, y una elasticidad del 0,59 con respecto al ingreso con frecuencias

bianuales. 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, como en 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).

$$\frac{M_t}{P_t} = k Y_t^h r_t^{-a} e^{-\alpha r_t} \quad (2)$$

Al tomar el logaritmo queda especificada de la siguiente forma

$$m_t = k + \eta y_t - \alpha r - \delta t \quad (3)$$

Donde:

m_t = Logaritmo del saldo del M1 ampliado² en términos reales en el momento t.
 y_t = Variable de escala para aproximar el volumen de transacciones, en este caso es el logaritmo del Producto Interno Bruto Real.

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

r = logaritmo de la tasa de interés, variable que representa el costo de oportunidad de mantener dinero en efectivo.

t = Proxy de cambio tecnológico o profundización financiera.

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 (m_t). Se utiliza el PIB real como la variable que aproxima el volumen de transacciones de la economía (y_t)³. Por su parte el costo de oportunidad es aproximado por la tasa de interés de los certificados de depósitos en moneda nacional (i_t) del sistema financiero y finalmente, se utiliza una tendencia lineal (T), como en otros estudios para capturar la profundización del sistema financiero a través del tiempo.

Método de Estimación y Análisis de Cointegración

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 generar residuos con mayor orden de integración, es decir que los coeficientes estimados sean espurios⁴. 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 ha utilizado el test de Dickey-Fuller Aumentado, construido sobre la base de presencia de raíz unitaria como Hipótesis Nula. Los resultados

³ Se captura la estacionalidad de la demanda de dinero y el producto con una dummy estacional determinística. En una próxima revisión del trabajo, incorporaremos el enfoque de cointegración estacional, utilizando el método "HEGY".

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, página 35.

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 decir, son integradas de orden $I(1)$, ver en la Tabla N° 1 del anexo. Este hecho justifica la utilización de las técnicas de cointegración para buscar combinaciones lineales que genere un orden de integración menor y que en este caso representaría una combinación lineal estacionaria entre las series.

Una primera aproximación de la existencia de relaciones de cointegración entre la demanda de saldos reales, nivel de transacción y tasa de interés se puede ver en los Gráficos N° 1 y N° 2 del Anexo, donde se grafican las series de saldos reales y el PIB (desestacionalizados), como también el saldo real con la inversa de la tasa de interés. Como se puede observar, las series presentan una analogía importante en sus comportamientos a través del tiempo, salvo en periodos excepcionales como los registrados durante el 2004, donde se observa una caída importante del producto sin que ésta sea acompañada con una caída tan importante en la demanda de saldos reales. Por lo tanto, el comportamiento sincrónico podría estar presagiando una relación de cointegración.

Una forma sencilla para estimar las relaciones dinámicas existentes entre las distintas variables (m_t, y_t, i_t) en un sistema simple sin considerar a priori fuertes restricciones como una condición de exogeneidad débil o una estructura económica definida, es especificando un modelo de vectores autorresivos (VAR), aplicando posteriormente técnicas de cointegración, al ser las variables no estacionarias mediante la metodología de Johansen y Juselius para verificar la presencia de vectores de cointegración entre ellas; en general, con esta metodología, a diferencia del modelo de Engle-Granger, para un modelo que contiene (n) variables, se puede tener (r) vectores de cointegración, donde (r) está acotado a un máximo de $(n-1)$ vectores, es decir $r = (n-1)$. Posteriormente, con la ayuda de la teoría económica podríamos ir modificando nuestro sistema original, imponiendo restricciones sobre los coeficientes y las condiciones de exogeneidad requeridas para que el modelo sea válido con fines de inferencias y de pronósticos.

En otras palabras, el análisis estaría basado en un modelo autorregresivo de la forma:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + e_t \quad (4)$$

Donde z_t es un vector de variables de dimensiones $(n \times 1)$, k es el número de rezagos óptimos⁵ incorporado en el modelo y A_i es una matriz de parámetros de dimensión $(n \times n)$. La ecuación 5 puede ser reformulada expresándola como un VEC de la forma siguiente:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + e_t \quad (5)$$

Donde $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, $(i = 1, \dots, k-1)$ y $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$. Esta forma de especificar el sistema contiene información sobre la relación de largo plazo y los ajustes de los desequilibrios sobre z_t , para que esta converja siempre a su valor de largo plazo, es decir estimando Γ_i y Π , respectivamente. Además, se puede demostrar que $\Pi = \alpha\beta'$, donde α representa la velocidad de ajuste del desequilibrio y β es una matriz de coeficientes de largo plazo, de tal forma que $\beta' z_{t-k}$, implícito en la ecuación 5, representa los $(n-1)$ vectores de cointegración en el sistema. Por otro lado, considerando que todas las variables que participan en el VEC son integradas de orden 1, se esperaría que los Δz_{t-i} sean $I(0)$, con lo que se estaría cumpliendo con las restricciones para un VEC.

Utilizando la metodología de Johansen y Juselius, se presentan en la Tabla N° 2 del Anexo los resultados de las pruebas de Traza y del Máximo Eigen-Valor. Ambos tests sugieren que existe un único vector cointegrador entre las variables al 1% y al 5%. El vector cointegrador se representa en la ecuación a continuación.

$$m_t - 1.03722y_t + 0.541359r_t + 0.00959t = 0 \quad (6)$$

⁵ Basados en criterios como AKAIKE, SCHWARZ y HANNAN-QUINN. En este trabajo se ha utilizado 2 rezagos en la estimación, en función al último criterio que Johansen y Juselius sugieren tomar, cuando los distintos criterios no coinciden en el número de rezagos óptimos a ser incorporado en el modelo.

Todos los coeficientes de esta ecuación se encuentran en torno a la evidencia empírica encontrada para otros países.

El siguiente paso es tomar como base los fundamentos teóricos que existen detrás de la demanda de dinero para imponer restricciones. En nuestro caso imponemos que existe una elasticidad unitaria entre la demanda de dinero y el Producto. Imponiendo esta restricción basada en un test Chi cuadrado que se reporta en la Tabla N° 3 del anexo, no se puede rechazar que la demanda de dinero pueda ser representada de la siguiente forma:

$$m_t = y_t - 0.37r_t - 0.009t - 0.0089T \quad (7).$$

Sin embargo, es muy importante mencionar, siguiendo a Harris-Sollis, que cualquier combinación lineal dentro de un vector estacionario es de hecho estacionario; en otras palabras, los coeficientes estimados para una columna particular en β no son necesariamente únicos. Por lo tanto, para obtener un único vector cointegrador que represente una relación estructural de largo plazo, necesitamos demostrar que todos los valores de α son cero, excepto para la primera columna, es decir $\alpha_1' = [* , 0, 0, 0]$, donde (*) denota un parámetro no restringido. Cuando esta condición se cumple se dice que todas las variables exceptuando las de la primera columna son débilmente exógenas con respecto a β , con lo cual deberíamos estar interesados solamente en una única relación de largo plazo, por lo que se estaría cumpliendo con las condiciones necesarias y suficientes para que el modelo sea considerado como válido para fines de inferencia.

Técnicamente hablando y desde un punto de vista práctico, probar la condición de exogeneidad para $(y_t$ e $i_t)$ en el modelo, es demostrar que los coeficientes de ajuste para los dos términos de corrección de errores, para el producto y la tasa de interés son cero. En la Tabla N° 3 del anexo se presenta los resultados del VEC. Dado que el p-value del estadístico χ^2 es mayor al 5%, no se puede rechazar la hipótesis nula sobre las restricciones conjuntas (estructurales y de exogeneidad) impuestas para el modelo. Por tanto, se puede concluir que el

producto y la tasa de interés son débilmente exógenas y por ende la ecuación representada por la demanda de dinero en función al producto, la tasa de interés y la tendencia temporal puede ser considerada como una relación de largo plazo.

Una vez realizadas todas las pruebas que nos aseguran que el modelo estimado se ajusta a una relación estructural de largo plazo, el siguiente paso es el de interpretar los coeficientes estimados en el modelo. Así por ejemplo, los resultados permiten concluir que existe una elasticidad unitaria entre la demanda de dinero y la variable de escala, que es un valor consistente con los parámetros de la escuela de Cambridge. El efecto en el largo plazo de la tasa de interés (i_t) sobre la demanda de dinero, es del -37%; es decir, por cada incremento de un punto porcentual de la tasa de interés, la demanda de dinero caería en torno al 0,37%. Por otro lado, dado el valor estimado para el coeficiente de profundización financiera, se puede concluir que los avances tecnológicos en el grado de desarrollo financiero continuamente hacen caer la demanda de dinero, aunque el efecto no sea muy importante.

Por otro lado, con el modelo de corrección de errores y considerando el valor que toma el $\alpha = -0,54$, se puede concluir que los desequilibrios transitorios se corrigen entre 5 y 6 meses, por lo que se podría decir que cualquier choque transitorio que hace desviar a la demanda de dinero fuera de su sendero de equilibrio se corregiría en un tiempo bastante rápido.

Comentarios Finales

Utilizando la metodología de Johansen y Juselius se estiman los coeficientes para el ingreso la tasa de interés y el factor tecnológico. Se puede constatar que existe una elasticidad unitaria para el ingreso consistente con los valores estimados por la escuela de Cambridge, una elasticidad del -0,37 para la tasa de interés y un coeficiente de -0,009 para la profundización financiera. Estos resultados están acordes con los parámetros que sugiere la literatura y especialmente no difieren mucho de los coeficientes estimados para países latinoamericanos. Asimismo, el signo del coeficiente de profundización

financiera induce a pensar que la demanda de saldos reales en Paraguay se reduce sostenidamente en el tiempo, aunque no en forma muy significativa. Asimismo, mediante el modelo 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 5 y 6 meses.

En lo que respecta a la utilización del modelo para fines de políticas, el test de exogeneidad aplicado sobre las relaciones de largo plazo y corto plazo ya permite arrojar alguna luz sobre los fundamentos económicos que podrían ser utilizados para esta finalidad. En ese sentido, factores como la alta dolarización del sistema financiero paraguayo y un lento desarrollo del grado de profundización financiera podrían afectar la efectividad de la política monetaria que pueda implementar el BCP.

En lo que respecta al primer factor señalado, éste hace que muchas veces la política monetaria del BCP se vea altamente dependiente de los cambios en los flujos de capitales, en el sentido de que el BCP se enfrenta a disyuntivas entre estabilizar y reducir precios o disminuir la volatilidad cambiaria. Esta característica peculiar de la economía paraguaya debería ser endogeneizada por las autoridades monetarias si se decide adoptar un régimen de metas de inflación⁶. En cuanto al segundo punto sobre el grado de profundización financiera, el BCP se halla abocado actualmente a mejorar los canales de transmisión de la política monetaria mediante la modernización del sistema de pagos, sobre todo en lo que se refiere a los pagos de alto valor y la creación de una “depositaria central de valores” sobre todos de títulos públicos. Por otro lado sería muy recomendable que el BCP, trabaje en mecanismo que ayude a contrarrestar la volatilidad del tipo de cambio, como por ejemplo el desarrollo de mercados a futuro.

⁶ Sin embargo, países como Perú, a pesar del alto grado de dolarización del sistema financiero mantiene con mucha efectividad su régimen de metas de inflación.

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.
- Arrau, P. (1995). *The Demand for Money in Development Countries: Assesing the Role of Financial Innovation*. Journal of Development Economics.
- Bucacos, E; Licandro, G. (2003). *La demanda de dinero en Uruguay*. 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, H. *Dinero y política monetaria*. Programa de las Naciones Unidas para el desarrollo. Proyecto PAR 02/007.
- Escobar, J. F.; Posada, C. *Dinero, precios, tasa de interés y actividad económica: un modelo del caso*. Banco Central de Colombia.
- García, P.; Valdés, R. (2003). *Dinero y conducción de la política monetaria con metas de inflación*. Cuadernos de economía.
- Gómez, J. (1999). *Especificación de la demanda por dinero con innovación financiera*.
- Grigorian, D.; Khachatryan, A.; and Sargsyan, G., (2004). *Exchange Rate, Money, and Wages: What is Driving Prices in Armenia?. IMF working paper (wp/04/229)*.
- Hahn, E.; Mueller, C. (2000). *Money demand in Europe: evidence from the past. Discussion paper N° 204*. Deutches Institut fuer Wirtschaftsforschung, Berlin.
- Harris, R.; Sollis, R. (2003). *Applied time series: modelling and forecasting*. Wiley Editorial.
- McCallum, B.; Goodfriend M. (1987). *Money: Theoretical Analysis of the Demand for Money*. NBER Working Paper N° 2157.
- Monge, O.; Jimenez, E. (1996). *Costa Rica: Estimación de una función de demanda mensual por emisión monetaria*. Banco Central de Costa Rica.

Demanda de Dinero en Paraguay

- Ramoni Perazzi, J.; Orlandoni, G. (2000). *La demanda de dinero en Venezuela: un análisis de cointegración (1968-1996)*. Revista Economía.
- Sacerdoti, E. and Xiao, Y. (2001) Inflation Dynamics in Madagascar- IMF working paper (wp/01/168).
- Soto; Tapia, M. (2000). *Cointegración estacional en la demanda de dinero*.
- Willian, O.; and Adedeji, O., (2004). *Inflation dynamics in the Dominican Republic. IMF working paper (wp/04/29)*.

ANEXO

Tabla N° 1

Test de Raíz Unitaria

Resultado de los tests					
Serie	Niveles		Primeras Diferencias		Orden Integración
	Estadístico ADF	Valores Críticos 5%	Estadístico ADF	Valores Críticos 5%	
m_t	-1,42	-2,92	-4,80	-2,92	1
y_t	2,23	-3,49	-6,26	-2,92	1
i_t	-0,92	-2,92	-6,41	-2,92	1

Fuente: Elaboración propia con datos del BCP .

Tabla N° 2

Prueba de Cointegración de Johansen y Juselius

Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.614076	61.63564	42.44	48.45
At most 1	0.276615	17.83838	25.32	30.45
At most 2	0.061974	2.942960	12.25	16.26
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.614076	43.79726	25.54	30.34
At most 1	0.276615	14.89542	18.96	23.65
At most 2	0.061974	2.942960	12.25	16.26
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				

Fuente: Elaboración propia con datos del BCP .

Tabla N° 3

Modelo de Vector de Corrección de Errores – VECM(1-2)

Cointegration Restrictions:			
B(1,1)=1,B(1,2)=1,A(2,1)=0,A(3,1)=0			
Convergence achieved after 4 iterations.			
Restrictions identify all cointegrating vectors			
LR test for binding restrictions (rank = 1):			
Chi-square(3)	5.270775		
Probability	0.153010		
Cointegrating Eq:	CointEq1		
LNM1AR(-1)	1.000000		
LN(-1)	-1.000000		
LNCDA(-1)	0.368863 (0.04419)		
	[8.34728]		
@TREND(94:1)	0.008993		
	(0.00105)		
	[8.54026]		
C	13.02268		
Error Correction:	D(LNM1AR)	D(LNY)	D(LNCDA)
CointEq1	-0.543913 (0.13985)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
	[-3.88924]	[NA]	[NA]
D(LNM1AR(-1))	0.193506 (0.20236)	-0.282697 (0.18302)	-0.156444 (0.53792)
	[0.95625]	[-1.54459]	[-0.29083]
D(LNM1AR(-2))	0.498280 (0.17725)	0.149803 (0.16031)	-0.846217 (0.47116)
	[2.81122]	[0.93445]	[-1.79602]
D(LNY(-1))	-0.864671 (0.25617)	-0.294935 (0.23170)	0.352279 (0.68097)
	[-3.37534]	[-1.27294]	[0.51732]
D(LNY(-2))	-0.776224 (0.23123)	-0.572982 (0.20913)	1.374124 (0.61466)
	[-3.35695]	[-2.73977]	[2.23560]
D(LNCDA(-1))	0.003445 (0.07998)	-0.064886 (0.07234)	0.051829 (0.21262)
	[0.04307]	[-0.89694]	[0.24377]
D(LNCDA(-2))	0.027946 (0.07255)	-0.031586 (0.06562)	0.080060 (0.19286)
	[0.38519]	[-0.48136]	[0.41513]
C	-0.038046 (0.00982)	-0.032042 (0.00888)	-0.041533 (0.02611)
	[-3.87367]	[-3.60699]	[-1.59080]
D4	0.166940 (0.02329)	0.137560 (0.02107)	0.113902 (0.06191)
	[7.16750]	[6.53003]	[1.83970]

Fuente: Basada en la salida del VECM, con dos rezagos. Datos del BCP.

Gráfico N° 1
Relación entre el PIB y el Agregado m_t
(desestacionalizados y en logaritmo)

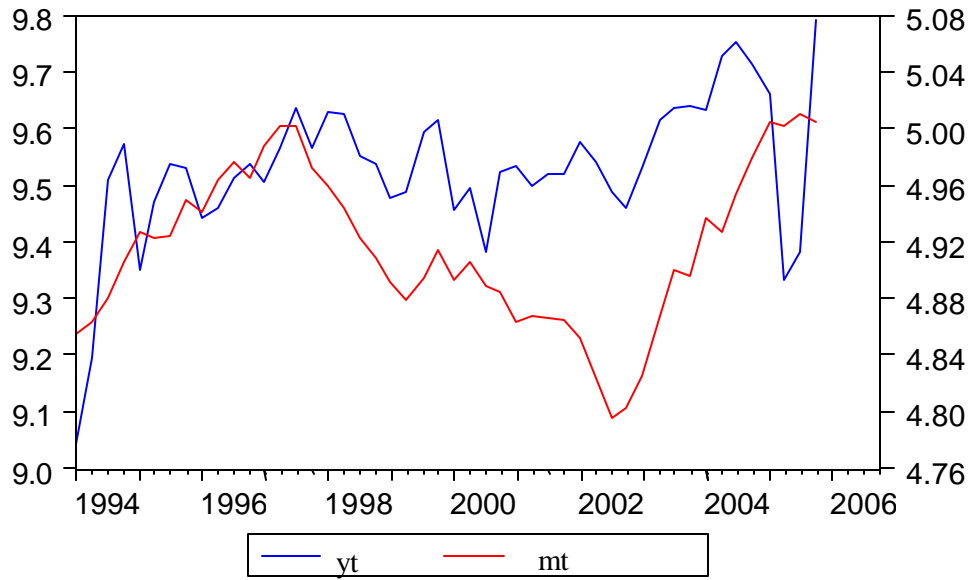


Gráfico N° 2
Relación entre Saldo Real m_t y la inversa de la Tasa de Interés

