

LA DOLARIZACIÓN EN BOLIVIA: UNA ESTIMACIÓN DE LA ELASTICIDAD DE SUSTITUCIÓN ENTRE MONEDAS*

CLAUDIA ARGUEDAS, JORGE REQUENA**

* Documento presentado en la VII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, realizada en Guatemala en noviembre de 2002. Se agradecen los comentarios de Armando Pinell, Arturo Beltrán, Raúl Mendoza, Oscar Lora, Denise Salazar y Fernando Escobar. Cualquier error u omisión es responsabilidad de los autores. Asimismo, los puntos de vista y las conclusiones del presente trabajo son de exclusiva responsabilidad de los autores y no comprometen la posición del Banco Central de Bolivia.

** Documento elaborado cuando Jorge Requena desempeñaba funciones de Asesor Principal de Política Económica del Banco Central de Bolivia.

RESUMEN

El indicador que tradicionalmente se emplea para estimar el grado de dolarización de la economía, depósitos en moneda extranjera respecto a depósitos totales, muestra el grado de sustitución de activos, pero no de sustitución de monedas para fines transaccionales. El presente trabajo pretende complementar el análisis de la dolarización, empleando el enfoque de costos de transacción con optimización intertemporal para cuantificar la elasticidad de sustitución entre la moneda nacional y el dólar, y estimar la composición de los saldos monetarios en moneda nacional y extranjera que los agentes mantienen para maximizar su función de utilidad en el período 1990 – 2001.

La tenencia de dinero por parte del agente económico, en moneda nacional y extranjera, se expresa a través de una función de liquidez tipo CES, que se incorpora en la función de utilidad del consumidor.

Los resultados obtenidos muestran cierta inelasticidad de los saldos reales domésticos, entre moneda nacional y moneda extranjera, ante cambios en su precio. El dinero transaccional, cuya tenencia es de corto plazo, no es muy sensible a las variaciones cambiarias y el cuasidinero ya está, en su mayor parte, conformado por moneda extranjera. Por otra parte, la preferencia de los agentes por mantener saldos reales en moneda nacional es mayor para el dinero transaccional que para el cuasidinero.

Clasificación JEL: E49, C32

Keywords: Dolarización, elasticidad de sustitución de monedas, Bolivia

e-mail de los autores: carguedas@mail.bcb.gov.bo
jorgere@iadb.org

1. INTRODUCCIÓN

La sustitución de monedas ha sido un tema ampliamente revisado por varios autores. Calvo y Vegh (1992) emplean el término “dolarización” para indicar que la moneda extranjera es empleada como unidad de cuenta y/o mantenimiento de valor, pero no necesariamente como medio de cambio. Estos autores indican también que la sustitución de la moneda es el último paso del proceso de dolarización. Baquero (1999) remarca la diferencia entre sustitución de monedas y sustitución de activos; la primera hace referencia al motivo transaccional para la preferencia por una moneda, la segunda al riesgo y la rentabilidad de los activos domésticos y extranjeros.

Orellana y Mollinedo (1999) señalan que la dolarización se refiere al uso de la moneda extranjera como medio de cambio y reserva de valor, siendo este un concepto más amplio que el de sustitución de monedas. Lora (1999) menciona la “dolarización por el lado de la demanda” o sustitución de pasivos, en referencia a una elevada proporción de los créditos concedidos por el sistema financiero en moneda extranjera.

La magnitud de la elasticidad de sustitución entre monedas tiene influencia sobre la efectividad de la política monetaria. Una alta elasticidad de sustitución podría producir demandas de dinero inestables por la recomposición súbita de los saldos monetarios domésticos y extranjeros ante variaciones relativas en sus costos de oportunidad. El grado de elasticidad de sustitución de monedas determinará también la magnitud en que las políticas monetarias afectarán al tipo de cambio y a las tasas de interés domésticas. Asimismo, cuando existe una elevada elasticidad de sustitución, una política monetaria expansiva podría traducirse en una reducción de las reservas, al tener que satisfacerse una mayor demanda por moneda extranjera.

Una elevada elasticidad de sustitución entre monedas podría limitar la efectividad de la política cambiaria para contrarrestar *shocks* adversos internos o externos. Sin embargo, se debe aclarar que la elasticidad de sustitución de monedas y el grado de dolarización de una economía no

guardan, necesariamente, una relación directa. Si la utilización de la moneda extranjera en una economía es elevada, una depreciación de la moneda podría no conducir a significativos niveles de sustitución de la moneda nacional por la moneda extranjera.

En el caso de Bolivia el fenómeno de la sustitución de activos es más profundo que la sustitución de monedas, pues para fines transaccionales la moneda nacional se emplea de manera generalizada. Este hecho se evidencia al estimar la elasticidad de sustitución para diferentes agregados monetarios. Para el agregado más líquido la tenencia de saldos reales en moneda nacional es mayor y la elasticidad de sustitución menor.

El objetivo de este trabajo es estimar la elasticidad de sustitución para diferentes agregados monetarios. En la siguiente sección se expone una breve reseña sobre el proceso de dolarización en Bolivia. En la tercera sección se presenta un modelo analítico para la estimación de la elasticidad de sustitución entre monedas y la tenencia de saldos reales en moneda nacional y extranjera por parte de un agente económico representativo. La cuarta sección muestra la metodología de estimación empírica y en la quinta sección se presentan los resultados obtenidos. Finalmente, en la última sección se presentan las conclusiones del trabajo.

2. EL PROCESO DE DOLARIZACIÓN EN BOLIVIA

La dolarización en Bolivia, es un proceso que ya se observaba en la década de los setenta, aunque en este período la moneda nacional dominaba como medio de cambio, unidad de cuenta y depósito de valor (Lora, 1999). Desde 1973 los depósitos en moneda extranjera fueron oficialmente admitidos en el sistema financiero, incrementándose la dolarización en la economía.

En julio de 1981 se cerró la ventanilla del Banco Central de Bolivia para la venta libre de divisas, debido a que las reservas del país se hallaban agotadas. La banca comercial, al no poder acceder a los dólares de esta

ventanilla, se negó a recibir pesos bolivianos para cubrir sus acreencias dolarizadas, obligando así a los deudores al pago en dólares. Los prestatarios acudieron al mercado negro de la divisa y el precio del dólar en este mercado subió significativamente. Con un tipo de cambio del mercado paralelo cada vez mayor muchos de los prestatarios entraron en mora y algunas industrias quebraron.

Ante este panorama, en noviembre de 1982 se adoptó una política de desdolarización, cuyo objetivo básico fue solucionar la mora del sector industrial de la economía. El gobierno dictaminó que todas las deudas vencidas en moneda extranjera, contraídas por personas naturales y jurídicas, sean convertidas a moneda nacional al tipo de cambio oficial vigente en el momento del pago, que se encontraba muy por debajo del tipo de cambio paralelo. Asimismo, los depósitos en moneda extranjera fueron convertidos a pesos bolivianos. Los grandes perdedores de la desdolarización fueron los ahorristas y los Fondos Sociales de los trabajadores.

Entre 1983 y 1985 el país atravesó por una profunda crisis económica, caracterizada por la acumulación de un excesivo déficit fiscal, un menor acceso a la fuente tradicional de su financiamiento (el endeudamiento externo) y la caída de la producción (Lora, 1999). En 1985 la economía boliviana registró una hiperinflación anual de 8.170,5% y un mercado cambiario donde las cotizaciones del mercado paralelo del dólar superaban en más de 15 veces las cotizaciones del mercado oficial.

En agosto de 1985 se adoptó un programa de estabilización y ajuste estructural. El régimen cambiario se constituyó en un factor determinante para la estabilidad de precios. El establecimiento de un tipo de cambio real competitivo, administrado por el Banco Central de Bolivia mediante un régimen de libertad en las operaciones de compra y venta de divisas, tuvo la virtud de estabilizar el precio de la misma y unificar los niveles del tipo de cambio oficial y paralelo. En octubre de 1985 se eliminó la prohibición para efectuar depósitos en moneda extranjera.

Posteriormente el país atravesó por una relativa estabilidad económica, sin embargo estos dos hechos, el proceso hiperinflacionario y la desdolarización, marcaron las expectativas de los agentes económicos y generaron el efecto “histéresis”, un reemplazo importante de la moneda local por otra considerada más eficiente para mantenimiento de valor, que persiste hasta nuestros días.

3. EL MODELO

Existen numerosos trabajos sobre la inclusión del dinero en la función de utilidad del consumidor. Estos trabajos pueden agruparse bajo tres enfoques. El primero, que supone que el dinero genera utilidad directa al consumidor al ser empleado como medio de cambio, se aplica en los modelos de *Cash in Advance*. El segundo enfoque, de costos de transacción, supone que el dinero proporciona servicios de liquidez que facilitan el consumo y por ende genera utilidad al consumidor. Finalmente, el tercer enfoque considera al dinero como cualquier otro activo que es usado para transferir recursos intertemporalmente.

El presente trabajo se enmarca en un modelo de costos de transacción con optimización intertemporal, siguiendo el enfoque de Baquero (1999). En una economía dolarizada se deberá incluir el dinero en ambas monedas en la función de utilidad del agente.

El modelo incorpora el dinero en la función de utilidad del consumidor. El agente representativo, que vive infinitos períodos, maximiza la utilidad que le proporciona el consumo de bienes y la tenencia de saldos reales, en moneda nacional y extranjera. La maximización de la utilidad está sujeta a una restricción presupuestaria intertemporal, el problema de optimización del agente queda planteado de la siguiente manera:

$$\text{Max } E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t \left\{ c_t, \frac{M_t}{P_t}, \frac{M_t^* e_t}{P_t} \right\} \quad (1)$$

sujeto a:

$$y_t + (1 + r_{t-1})b_{t-1} + (1 + r_{t-1}^*)b_{t-1}^*e_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}^*e_t}{P_t} = c_t + b_t + b_t^*e_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{M_t^*e_t}{P_t}$$

donde: E_t operador de expectativas, condicionadas a la información que el agente posee en el período t .

β^t factor de descuento en el período t .

c_t consumo real en t .

$\frac{M_t}{P_t}$ saldos reales en moneda nacional en t .

$\frac{M_t^*e_t}{P_t}$ saldos reales en moneda extranjera en t , expresados en moneda nacional.

y_t ingreso real en el período t que se percibe en moneda nacional.

b_t activos financieros reales en moneda nacional que se poseen o se adquieren en el período t .

b_t^* activos financieros reales en moneda extranjera que se poseen o adquieren en el período t .

r_t tasa de interés real de los activos financieros en moneda nacional en t .

r_t^* tasa de interés real de los activos financieros en moneda extranjera en t .

e_t tipo de cambio de la moneda nacional por la moneda extranjera en t .

P_t nivel de precios domésticos en t .

La incorporación del dinero en la función de utilidad se realiza a través de una función de liquidez tipo CES (*Constant Elasticity of Substitution*), que combina los saldos reales en moneda nacional y en moneda extranjera.

$$X_t = \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}} \quad (2)$$

Para : $0 < \alpha < 1$

$$-1 < \rho < \infty, \quad \rho \neq 0$$

$$\rho = \frac{1}{\sigma} - 1$$

donde: σ elasticidad de sustitución entre monedas.

$$\text{reordenando: } \sigma = \frac{1}{1 + \rho}$$

Esta función de liquidez permitirá estimar la elasticidad de sustitución entre la moneda nacional y la moneda extranjera (σ), es decir, el grado de sensibilidad de la sustitución de monedas ante una variación del precio relativo de ambas monedas (tipo de cambio nominal), y la composición de la moneda nacional (α) y la moneda extranjera ($1-\alpha$) que el agente mantiene en su función de liquidez.

Considerando una función de utilidad lineal entre consumo y liquidez, y suponiendo que las preferencias del agente representativo son constantes y aditivamente separables entre ambos argumentos, el modelo que se plantea para la optimización dinámica es el siguiente:

$$\text{Max} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t \left\{ c_t + \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{-1/\rho} \right\} \quad (3)$$

sujeto a:

$$y_t + (1 + r_{t-1})b_{t-1} + (1 + r_{t-1}^*)b_{t-1}^*e_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}^*e_t}{P_t} = c_t + b_t + b_t^*e_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{M_t^*e_t}{P_t}$$

Así, queda incorporada la tenencia de dinero en ambas monedas en la función de utilidad.¹

Resolviendo las condiciones de primer orden, se llega a las siguientes ecuaciones de Euler:²

$$\alpha \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1 - \alpha) \left(\frac{M_t^*e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho} - 1} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho - 1} = 1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \quad (4)$$

$$(1 - \alpha) \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1 - \alpha) \left(\frac{M_t^*e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho} - 1} \left(\frac{M_t^*e_t}{P_t} \right)^{-\rho - 1} = 1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \frac{e_{t+1}}{e_t} \quad (5)$$

$$\beta(1 + r_t) = 1 \quad (6)$$

$$\beta(1 + r_t^*) \frac{e_{t+1}}{e_t} = 1 \quad (7)$$

Las expresiones (6) y (7) son iguales bajo el supuesto de paridad de la tasa de interés.

¹ A menudo, para la incorporación del dinero en la función de utilidad se considera también un parámetro multiplicativo de nivel que antecede a la función de liquidez, que representa la preferencia del agente por la liquidez. En el modelo planteado no se incluyó este parámetro porque se supone que la preferencia por la liquidez se normaliza a la unidad, y que la variable consumo incluye la razón de la preferencia del consumo sobre la preferencia por la liquidez.

² En el Anexo 1 se presenta la derivación del modelo.

Dividiendo (4) entre (5):³

$$\alpha \left(\frac{M_t}{M_t^* e_t} \right)^{-\rho-1} \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta \right) = (1-\alpha) \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \right) \quad (8)$$

Para la estimación de este modelo se dividió la expresión (8) por sí misma rezagada en un período, debido a que el primer término, la razón de los agregados monetarios, no es estacionario ya que la tenencia en moneda nacional respecto a la moneda extranjera ha ido cayendo a lo largo del tiempo por el proceso de dolarización.

Así, las expresiones empleadas para las estimaciones de los parámetros son:

$$\left(\frac{M_t}{M_{t-1}} \frac{M_{t-1}^* e_{t-1}}{M_t^* e_t} \right)^{-\rho-1} \frac{\left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta \right)}{\left(1 - \frac{P_{t-1}}{P_t} \frac{e_t}{e_{t-1}} \beta \right)} = \frac{\left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \right)}{\left(1 - \frac{P_{t-1}}{P_t} \beta \right)} \quad (9)$$

$$\beta(1+r_t^*) \frac{e_{t+1}}{e_t} = 1 \quad (7)$$

Con las expresiones (9) y (7) se estiman los parámetros β y ρ .⁴ Para estimar α , que ya no está presente en las expresiones, se propone una segunda parte del modelo y se emplea la expresión (8), replanteando la misma y reemplazando los valores de β y ρ ya estimados, de la siguiente manera (ver Anexo 1).⁵

³ Para la estimación no se emplean las expresiones (4) y (5) por separado porque en ambas se encuentran los saldos reales en moneda nacional y extranjera que no son estacionarios. (Ver Anexo 1).

⁴ Para la estimación de β se utiliza la expresión (7) y no la expresión (6) porque en Bolivia la mayor parte de los depósitos son en moneda extranjera. A diciembre de 2001, en el sistema bancario se tenía en caja de ahorro el 93.0% y en plazo fijo 99.1% de los depósitos en moneda extranjera.

⁵ La razón de los agregados en la ecuación (10), no estacionaria, no afectará la estimación de α porque la misma se encuentra elevada a $-\rho$ y -1 , el valor de ρ se estima en la primera parte del modelo.

$$(1-\alpha)\left(\frac{M_t^* e_t}{M_t}\right)^{-\rho-1}\left(1-\frac{P_t}{P_{t+1}}\beta\right)=\alpha\left(1-\frac{P_t}{P_{t+1}}\frac{e_{t+1}}{e_t}\beta\right) \quad (10)$$

4. ESTIMACIÓN DEL MODELO

La mayor parte de las estimaciones de la elasticidad de sustitución entre monedas, con base en las ecuaciones de Euler, se realizan por el método GMM (*Generalized Method of Moments*), que permite estimaciones no lineales a través de variables instrumentales. Sin embargo, como se indica en Fuhrer *et. al.* (1995), la evidencia muestra que los modelos estimados por GMM son demasiado sensibles a aspectos irrelevantes de la especificación econométrica, como la normalización de los parámetros. Además, las estimaciones son sesgadas en muestras pequeñas.

Por lo anteriormente mencionado se consideró la posibilidad de emplear el método de *Maximum Likelihood* (ML). Así, la probabilidad de que las variables endógenas observadas puedan reproducirse con el modelo sea lo más alta posible. Por otra parte, al ser el logaritmo una función monótonicamente creciente que reproduce los valores que maximizan la función original, resulta conveniente maximizar el logaritmo de la función de ML. El estimador de ML es consistente, asintóticamente normal y eficiente.

Para la estimación de un sistema de ecuaciones se puede emplear el método de FIML (*Full Information Maximum Likelihood*), que considera todas las ecuaciones y parámetros en forma conjunta para la estimación. Las estimaciones por FIML tienen las propiedades de los estimadores ML y por tanto son asintóticamente eficientes comparando con otros estimadores de ecuaciones simultáneas, mínimos cuadrados en dos etapas y mínimos cuadrados en tres etapas. Además, con el método de FIML se obtienen estimaciones menos sesgadas, más eficientes y mejor comportadas que con GMM.⁶

⁶ Inicialmente se empleó el método de GMM, pero las estimaciones de los parámetros eran muy sensible a las variables instrumentales empleadas y al número de rezagos de las mismas. Por otra parte, las estimaciones no eran robustas en lo que respecta a las variaciones del tamaño de la muestra. Por lo que se empleó el método de FIML y las estimaciones presentaron una mayor estabilidad.

En este sentido, para la estimación de la elasticidad de sustitución entre monedas y la tenencia de saldos reales en moneda nacional o extranjera se utilizó el método de FIML, el cual emplea una matriz de ponderadores (matriz de covarianzas) por que trabaja con ecuaciones no lineales.⁷

4.1 VARIABLES EMPLEADAS

Para las estimaciones del modelo se consideraron tres agregados, que implican diferentes grados de liquidez: M1 comprende el circulante y los depósitos a la vista, M2 es M1 más los depósitos en caja de ahorro y M3 que es M2 más depósitos a plazo fijo. En las estimaciones de la elasticidad de sustitución se emplearon las diferencias entre estos agregados para puntualizar el grado de liquidez de los mismos.

- **M1**, aproxima la tenencia de efectivo de los agentes económicos.
- La **diferencia de M2** (M2 menos M1), es una combinación entre ahorro a mediano plazo y la posibilidad de disponer de los recursos monetarios, caja de ahorro.
- La **diferencia de M3** (M3 menos M2), es el ahorro, particularmente plazo fijo.

Para las estimaciones se emplearon el componente en MN (moneda nacional) y en ME (moneda extranjera) de cada variable, para el cálculo de este último se restó del agregado total (M') el componente en MN. Las variables empleadas en las estimaciones son:⁸

⁷ El emplear una matriz de ponderadores (matriz de varianzas y covarianzas) contribuirá a evitar la presencia de heteroscedasticidad.

⁸ En las estadísticas monetarias, un apóstrofe en un agregado monetario, por ejemplo $M'1$, representa el agregado que incluye tanto moneda nacional como moneda extranjera. Así:

$$M'1 = C + D \text{ vista MN} + D \text{ vista ME}$$

$$M'2 = C + D \text{ vista MN} + D \text{ vista ME} + D \text{ caja de ahorro MN} + D \text{ caja de ahorro ME}$$

$$M'3 = C + D \text{ vista MN} + D \text{ vista ME} + D \text{ caja de ahorro MN} + D \text{ caja de ahorro ME} + D \text{ plazo fijo MN} + D \text{ plazo fijo ME}$$

- **M1** en MN y el componente de **M1** en ME.
- La **diferencia de M2** MN y para la **diferencia de M2** ME se restó el componente M1 ME del componente M2 ME.
- La **diferencia de M3** MN y para la **diferencia de M3** ME se restó el componente M2 ME del componente M3 ME.

Otras variables empleadas para las estimaciones fueron:

- El Índice de Precios al Consumidor (IPC).
- El tipo de cambio oficial compra promedio mensual. Se trabajó con el promedio mensual porque el comportamiento del tipo de cambio durante el mes es el que dirige las expectativas de los agentes económicos.
- La tasa de interés real de moneda extranjera, que representa el costo de oportunidad de la tenencia de dinero. En las estimaciones con **M1** se empleó la combinación de la tasa de interés nominal de los depósitos en caja de ahorro (CA) y plazo fijo (PF) ponderados por sus montos. Para la estimación con la **diferencia de M2** se utilizó la tasa de interés para plazo fijo y para la estimación con la **diferencia de M3** se empleó la tasa de interés real de las Letras del Tesoro a 13 semanas (LTs). Teniendo en cuenta que el modelo es estimado utilizando datos mensuales, se mensualizaron todas las tasas de interés nominales y se dividieron por la tasa de inflación rezagada en un período, para obtener las tasas de interés reales de dólares *ex ante*.

En el momento de decidir sobre la tenencia de sus saldos reales, en moneda nacional o extranjera, el agente considerará la tasa de interés real *ex ante*, es decir, tomará en cuenta la tasa de interés nominal que le

ofrece el sistema bancario en ese momento y formará sus expectativas de inflación con base en la evolución de la misma hasta esa fecha.⁹

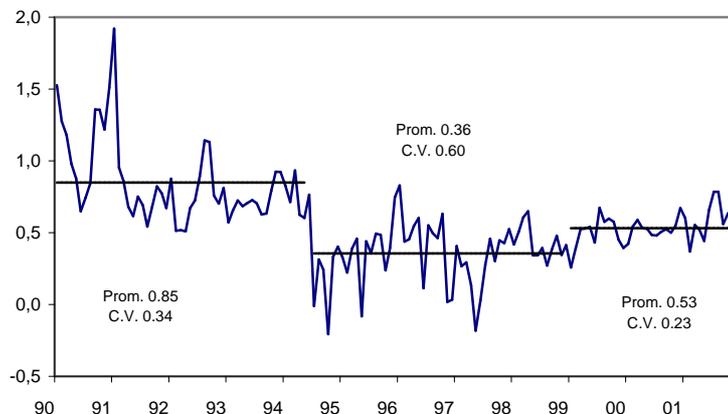
4.2 ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN

El modelo planteado supone una estimación en dos partes. En la primera parte se estiman los parámetros β y ρ , y en la segunda el parámetro α . Las estimaciones se realizaron para el período enero de 1990 a diciembre de 2001 y para tres subperíodos, que se definieron considerando la evolución de la política cambiaria, que se ilustra en el Gráfico 1. Los subperíodos son:

- Enero de 1990 a junio de 1994. Período en el cual la política cambiaria se caracterizó por depreciaciones periódicas que compensaran la inflación para mantener el tipo de cambio real competitivo.
- Julio de 1994 a diciembre de 1998. A partir julio de 1994, la política cambiaria buscó mantener la estabilidad del tipo de cambio real multilateral con base en el cálculo del tipo de cambio referencial. La flexibilización del tipo de cambio nominal, que ahora comprende elementos del mercado internacional para su determinación, muestra un menor promedio de las variaciones porcentuales del tipo de cambio, aunque un mayor coeficiente de variación en este subperíodo, como se puede observar en el Gráfico 1.
- Enero de 1999 a diciembre de 2001. En este período la política cambiaria fue más activa que en el período anterior, el promedio de la variación porcentual del tipo de cambio fue mayor, debido a la situación internacional. En enero de 1999 se registró una fuerte devaluación del real brasileño, mientras que en 2001 la Argentina presentó desequilibrios externos y fiscales que propiciaron un clima de incertidumbre en toda la región.

⁹ En el Anexo 2 se presentan las gráficas de las variables mencionadas.

GRÁFICO 1
VARIACIÓN PORCENTUAL MENSUAL DEL TIPO DE CAMBIO
(1990–2001)



5. EVIDENCIA EMPÍRICA

5.1 PRIMERA PARTE DE LA ESTIMACIÓN

En la primera parte de la estimación se emplearon las expresiones (7) y (9). Inicialmente se aplicaron test de raíz unitaria a las razones y variables que conforman estas expresiones. A la razón de los agregados de la ecuación (9) se llamó RM, es decir:

$$\left(\frac{M_t}{M_{t-1}} \frac{M_{t-1}^* e_{t-1}}{M_t^* e_t} \right) = RM$$

En el Cuadro 1 se presentan los resultados del test de raíz unitaria para todo el período y los distintos subperíodos:

CUADRO 1
TEST DE RAÍZ UNITARIA AUGMENTED DICKEY FÜLLER

Variables	ene/90 - dic/01	Valor crítico 5%	ene/90 - jun/94	Valor crítico 5%	jul/94 - dic/98	Valor crítico 5%	ene/99 - dic/01	Valor crítico 5%
<i>RM1</i>	-5,75	-2,88	-4,01	-2,92	-4,00	-2,92	-4,70	-2,94
<i>RM2</i>	-5,22	-2,88	-3,02	-2,92	-3,37	-2,92	-3,59	-2,94
<i>RM3</i>	-6,61	-2,88	-3,99	-2,92	-3,79	-2,92	-4,33	-2,94
$\frac{P_t}{P_{t+1}}$	-4,63	-2,88	-2,92 (*)	-2,92	-3,65	-2,92	-3,85	-2,94
$\frac{e_t}{e_{t-1}}$	-3,25	-2,88	-2,95	-2,92	-3,78	-2,92	-2,85 (*)	-2,95
$i_t^*(CA \text{ y } PF)$	-5,79	-2,88	-3,32	-2,92	-4,18	-2,92	-4,03	-2,94
$i_t^*(PF)$	-5,76	-2,88	-3,33	-2,92	-4,21	-2,92	-4,03	-2,94
$i_t^*(LTS)$	-6,17	-2,88	-3,72	-2,92	-4,50	-2,92	-3,82	-2,94

Nota : El test de raíz unitaria se aplicó con intercepto y tres rezagos.

(*) no presenta raíz unitaria al 10 % de significación.

La primera variable es la razón de **M1**, la segunda es la razón de la **diferencia de M2** y la tercera es la razón de la **diferencia de M3**. Ninguna de las series presenta raíz unitaria al 5% de significación, salvo la razón de precios del primer subperíodo y la razón del tipo de cambio del tercer subperíodo, que sin embargo no presentan raíz unitaria al 10% de significación.

En la estimación, considerando las formas funcionales de ambas expresiones, se emplearon parámetros de partida para iniciar la iteración de los valores a los cuales converja el modelo. Para la elección de estos parámetros iniciales se consideraron estimaciones preliminares y los resultados hallados para Bolivia en el trabajo de Baquero (1999). Los

parámetros iniciales empleados fueron 0.9 para β y 0.5 para ρ .¹⁰ Los errores de las estimaciones no presentaron raíz unitaria al 1 % de significación.

5.2 SEGUNDA PARTE DE LA ESTIMACIÓN

En la segunda parte se empleó la expresión (10) para estimar el valor de α , reemplazando los valores de β y ρ ya obtenidos en la primera parte del modelo. Como se vio anteriormente, las series de razones de precios y de tipo de cambio no presentan raíz unitaria. Las razones de los agregados, que sí tienen raíz unitaria, están elevados a $-\rho$ y -1 . En el Cuadro 2 se presentan los tests de raíz unitaria para estas series.

CUADRO 2
TEST DE RAÍZ UNITARIA AUGMENTED DICKEY FÜLLER (ADF) PHILIPS PERRON (PP)

Variables	ene/90- dic/01	Valor crítico 5%	ene/90- jun/94	Valor crítico 5%	jul/94- dic/98	Valor crítico 5%	ene/99- dic/01	Valor crítico 5%
$\left(\frac{M1^* e_t}{M1}\right)^{-\rho-1}$					-0,97	-2,92	-5.93 PP	-2,95
$\left(\frac{DM 2^* e_t}{DM 2}\right)^{-\rho-1}$	-13,05	-2,89	-8,60	-2,92	-2.98 PP	-2,92	3.69 PP	-2,95
$\left(\frac{DM 3^* e_t}{DM 3}\right)^{-\rho-1}$	-3,40	-2,89	-2,07	-2,92	-3,10	-2,92	-3,80	-2,95

Nota : El test de raíz unitaria se aplicó con intercepto y tres rezagos.

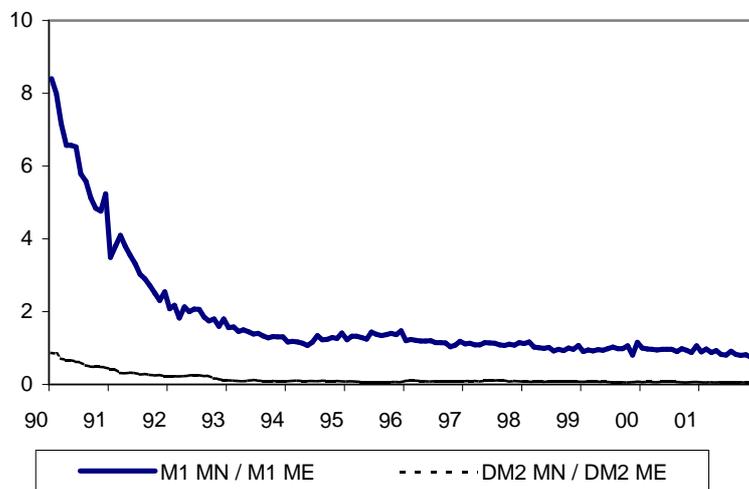
A las tres series se aplicaron ambos tests (ADF y PP), en los casos en los que los resultados divergían se consideró el test con el que las series presentan estacionariedad.

El test de raíz unitaria de la razón del agregado **M1** no se presenta para el período enero de 1990 a diciembre de 2001 ni para el primer subperíodo, de enero de 1990 a junio de 1994, debido a que la serie tiene una caída muy fuerte hasta 1994 (Gráfico 2), por lo que ni elevando a $-\rho$ y -1 la serie

¹⁰ Se probaron parámetros iniciales inferiores para ρ , desde 0,001, y las estimaciones no presentaron variaciones significativas.

se suaviza. Las razones de la **diferencia de M2** y la **diferencia de M3** no presentan raíz unitaria, salvo la **diferencia de M3** en el primer subperíodo.

GRÁFICO 2
RAZÓN DEL AGREGADO M1 Y DE LA DIFERENCIA DE M2



Al igual que en el caso anterior se emplearon parámetros iniciales para las estimaciones con base en las observaciones de la proporción de cada agregado en moneda nacional respecto al agregado total. Los resultados obtenidos para las estimaciones de α se presentan en el siguiente punto. Los errores de las estimaciones no presentaron raíz unitaria al 10% de significación.

5.3 RESULTADOS OBTENIDOS

En el Cuadro 3 se presentan los resultados obtenidos en las estimaciones para el período total y los subperíodos definidos.

CUADRO 3
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

Variable y período	α	β	ρ	σ
M1				
1990:01 - 2001:12	RU	0,961	2,386	0,295
1990:01 - 1994:06	RU	0,983	5,307	0,159
1994:07 - 1998:12	RU	0,982	3,756	0,210
1999:01 - 2001:12	0,4824	0,959	2,327	0,301x
Diferencia de M2				
1990:01 - 2001:12	0,0386	0,964	1,665	0,375
1990:01 - 1994:06	0,0680	0,983	2,449	0,290
1994:07 - 1998:12	0,0003	0,983	2,320	0,301
1999:01 - 2001:12	0,0001	0,964	2,317	0,301x
Diferencia de M3				
1990:01 - 2001:12	0,0018	0,962	0,526	0,655
1990:01 - 1994:06	RU	0,981	1,145	0,466
1994:07 - 1998:12	0,0025	0,981	0,474	0,678x
1999:01 - 2001:12	0,0000	0,959	2,711	0,269x

Notas: RU: la razón de los agregados presentan raíz unitaria.

x : parámetros no significativos al 5 %.

La estimación de la tenencia de saldos reales en moneda nacional (α) por parte del agente económico es mayor para **M1** (dinero transaccional) que para la **diferencia de M2** (caja de ahorro) o la **diferencia de M3** (plazo fijo) en el último subperíodo. El agente mantiene dinero en moneda nacional para realizar transacciones, mientras que para las operaciones de ahorro y de depósitos a plazo fijo la dolarización es casi completa.¹¹

Considerando cada uno de los subperíodos se observa que la tenencia de saldos reales en moneda nacional de la **diferencia de M2** se va reduciendo, particularmente en el segundo subperíodo. Al parecer la

¹¹ En Orellana (1999), mediante el método de Máximo Verosimilitud se estima que, para el período del primer trimestre de 1987 al tercer trimestre de 1998, el circulante en moneda extranjera representa el 60% del stock de moneda nacional en circulación. En la estimación obtenida mediante la Teoría Cuantitativa del Dinero, para el período 1994 - 1998, se llegó a que aproximadamente el efectivo en moneda extranjera es el 80% del circulante en moneda nacional. Finalmente el autor indica: "... Ambos resultados permiten concluir que la moneda nacional es importante como medio de pago en la economía".

flexibilización de la política cambiaria, percibida por la mayor variación en las depreciaciones, creó expectativas en los agentes que motivó una reducción de su tenencia de caja de ahorro en moneda nacional. Además, las políticas de remonetización aplicadas en este subperíodo, como el establecimiento de encaje legal por monedas y la eliminación de encaje legal adicional para depósitos en moneda nacional, al parecer no tuvieron efecto en la preferencia de los agentes. Aunque se debe hacer notar que para mayo de 1998 se uniformizó la tasa de encaje legal, implicando este hecho un incremento de la tasa de encaje para los depósitos en moneda nacional y una reducción para los depósitos en moneda extranjera.

La tenencia de saldos reales en moneda nacional de la **diferencia de M3** se reduce para el último subperíodo, las expectativas de mayores devaluaciones por la situación internacional, los conflictos sociales por los que atravesó el país y la reducción de las tasas de interés condujeron a una menor preferencia por depósitos a plazo fijo en moneda nacional.

La estimación de β , el factor de descuento intertemporal para todo el período está alrededor de 96%. El último subperíodo es menor con respecto a los anteriores, lo que muestra el aumento de la preferencia por el consumo actual por parte de los agentes. Al parecer la percepción de mayor inestabilidad y conflictos sociales incentivaron el mayor consumo sobre la tenencia de dinero.

La elasticidad de sustitución entre monedas (σ) muestra en todos los casos valores menores a uno, es decir, existe inelasticidad de los saldos reales en diferentes monedas ante cambio en su precio relativo.¹² La elasticidad es menor para el dinero transaccional (**M1**), aumenta para la **diferencia de M2** y para la **diferencia de M3**. Este resultado refleja el hecho que los agentes son más sensibles a las variaciones cambiarias para la tenencia de dinero como reserva de valor que para el dinero

¹² El hecho de que p sea significativo implica que el coeficiente es diferente de cero, por tanto σ será significativamente diferente de 1.

transaccional.¹³ Además, esta sensibilidad se ve incrementada cuando aumentan las expectativas de devaluación o de inflación.¹⁴ Considerando los subgrupos, la elasticidad de sustitución para el agregado **M1** sube para el segundo subperíodo, el agente es más sensible a las variaciones cambiarias cuando la política cambiaria se flexibiliza, la mayor variación de la depreciación registrada en este periodo aumenta la percepción de riesgo cambiario.¹⁵ Para el tercer subperíodo la elasticidad de sustitución es mayor, aunque no significativa, lo cual podría significar que la política cambiaria más activa y la difícil situación económica aumentan la sensibilidad del agente.

La elasticidad de sustitución para la **diferencia de M2** sube en el segundo subperíodo, la mayor variación del tipo de cambio en este subperíodo crea expectativas en los agentes económicos que motivan una mayor sensibilidad por la sustitución de la moneda. En el tercer subperíodo la elasticidad de sustitución es similar a la del subperíodo anterior, y tampoco es significativa, esto último indica que la elasticidad de sustitución de monedas estuvo más afectada por las expectativas respecto a la situación económica nacional e internacional, y reducción de costos de captación por parte de la banca que por la política cambiaria.

La elasticidad de sustitución para la **diferencia del M3** es mayor, pero no significativa en los dos últimos subperíodos, esto significa que a pesar que la **diferencia de M3** (depósitos a plazo fijo) está casi totalmente conformada por moneda extranjera (por encima del 95%), una variación del tipo de cambio está asociada a una mayor sustitución de monedas.

¹³ La estimación de la elasticidad de sustitución para todo el período en su conjunto es mayor que para cada uno de los subperíodos, debido a que la variabilidad de la depreciación y de las razones de los agregados es mayor para todo el período que para cada uno de los subperíodos. Por lo que la estimación por subperíodos es más apropiada. Ver Anexo 3.

¹⁴ Arce (2001) señala que el sistema cambiario de tipo deslizante adoptado por el BCB es adecuado para controlar la incertidumbre. Cualquier cambio brusco de política cambiaria puede generar mayor incertidumbre y, por ende, mayor dolarización.

¹⁵ Varios autores señalan que la demanda de saldos reales domésticos y extranjeros dependerá de los rendimientos esperados de cada tipo de moneda. Ello implica que el grado de sustitución entre monedas aumentará con un tipo de cambio flotante, pues bajo este régimen el riesgo cambiario es mayor y, por tanto, también el de mantener moneda nacional.

Por otra parte, se debe tener en cuenta que para la **diferencia de M3** en el último subperíodo la sustitución de monedas fue menor, aunque no significativa, esto no se debió necesariamente a una mayor preferencia por la moneda nacional, sino a que desde el segundo semestre de 2000 y 2001 se redujeron los depósitos totales, los agentes orientaron sus tenencias monetarias hacia activos más líquidos como medida de precaución por los conflictos sociales y por la reducción en los costos de captación por parte de la banca.

6. CONCLUSIONES

En el presente trabajo se empleó un modelo de costos de transacción con optimización intertemporal para cuantificar la elasticidad de sustitución entre la moneda nacional y el dólar, y estimar la composición de los saldos monetarios en moneda nacional y extranjera que los agentes mantienen para maximizar su función de utilidad. Para las estimaciones se empleó el método de *Full Information Maximum Likelihood*. Las estimaciones se realizaron para los diferentes agregados monetarios, **M1**, la **diferencia de M2** y la **diferencia de M3**.

Los resultados obtenidos de las estimaciones muestran que la tenencia de saldos monetarios reales en moneda nacional es mayor para el dinero transaccional que para el cuasidinero. Para el último subperíodo, comprendido entre enero de 1999 y diciembre de 2001, la preferencia por la moneda nacional se redujo por la percepción de mayor variación cambiaria e inestabilidad económica y social, como se observó para la **diferencia de M2** y la **diferencia de M3**.

Para el tercer subperíodo, entre enero de 1999 y diciembre de 2001, aumenta la preferencia del agente económico por el consumo (β disminuye), esto se podría deber a la incertidumbre creada por la situación económica y social, particularmente en 2000, que incentiva al agente a consumir y no ahorrar.

La elasticidad de sustitución en todas las estimaciones es menor a uno, mostrando inelasticidad de los saldos relativos ante cambio en su precio. El dinero transaccional, de corto plazo, no es muy sensible a la variación cambiaria y el cuasidineró ya está, en su mayor parte, conformado por moneda extranjera. Comparando las estimaciones entre los diferentes agregados se puede afirmar que la elasticidad de sustitución entre monedas es mayor para los agregados que implican tenencia de depósitos a mayores plazos.

La elasticidad de sustitución para todos los agregados subió para el segundo subperíodo, aunque el promedio de la variación cambiaria fue menor, la variabilidad de la misma fue mayor creando expectativas cambiarias que al parecer motivaron una mayor sensibilidad en los agentes económicos. La estimación para el tercer subperíodo no es significativa para ningún agregado, lo cual podría indicar que la elasticidad de sustitución de monedas estuvo más motivada por las expectativas generadas por la situación económica nacional e internacional y por la reducción de los costos de captación por parte de la banca, que por la política cambiaria en este subperíodo.

La dolarización se da en la función del dinero como reserva de valor más que como medio de cambio. El agente económico mantiene dinero en moneda nacional con fines transaccionales, pero la composición de su cartera de activos la mantiene en moneda extranjera. La sustitución es de activos más que de monedas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Arce, Luis (2001). "Incertidumbre y Dolarización en Bolivia". Revista Análisis (BCB), Vol. 2, N°1.
- Baquero, Marco L. (1999). "Dolarización en América Latina: Una cuantificación de las elasticidades de sustitución entre monedas", Nota Técnica N°55, Banco Central del Ecuador.
- Banerjee, A.; Dolado, J.; Galbraith, J. y Hendry, D. (1993). "Co-Integration, error-correction and the econometric análisis of non-stationary data". Oxford University Press.
- Banco Central de Bolivia. "Memoria", varios números.
- Calvo, Guillermo y C. Végh (1992). "Currency Substitution in Developing Countries: an introduction", Revista de Análisis Económico, volumen 7, N°1, junio de 1992.
- Calvo, Guillermo (1996). "Money, Exchange Rates and Output". The MIT Press, Cambridge Massachusetts.
- Comboni, Javier (1995). "La política cambiaria de Bolivia en el período agosto de 1985 a septiembre de 1994", Revista Monetaria, CEMLA, Vol. XVIII, N° 4.
- Fuhrer, J.; Moor, G.;Schuh, S. (1995). "Estimating the linear-quadratic inventory model Maximum likelihood versus Generalized method of moment". Journal of Monetary Economics.35, pp115-157.

- Greene, William (1997). "Econometric Analysis". Third Edition, Prentice-Hall. Inc.
- Holman, Jill (1998). " GMM Estimation of a Money in the Utility Function Model: the Implications of Functional Form". Journal of Money, Credit and Banking, noviembre 1998.
- Lora, Oscar (1999). "Ventajas de Mantener la Moneda Nacional en Bolivia". Revista de Análisis, BCB. Vol. 2, N°2.
- _____ (2000). "La dolarización de la economía boliviana". Revista de la Sociedad Boliviana de Política Económica, Vol. 9, octubre 2000.
- Orellana, W. y Mollinedo, C. (1999). "Percepción de Riesgo, Dolarización y Política Monetaria en Bolivia", Revista Análisis, BCB, Vol. 2, N°1.
- Orellana, Walter (1999). "Estimación del Circulante y el Multiplicador Monetario en Dólares", Revista de Análisis BCB, Vol.2, N°1.
- Prado, Fernando (1985). "El fantasma de la desdolarización", Revista Análisis Económico, UDAPE, Vol. 1.
- Ramírez, Juan Ramón (1985). "Modelos de intermediación financiera y la desdolarización", Revista de Análisis Económico, UDAPE, Vol. 1.
- Savastano, Miguel (1992). "The Pattern of Currency Substitution in Latin America: an overview". Revista de Análisis Económico, Volumen 7, N°1, junio de 1992.

ANEXO 1
DESARROLLO DEL MODELO
PREMISAS

- El agente representativo, que vive infinitos períodos, maximiza la utilidad que le proporciona el consumo y la liquidez del dinero real.
- La liquidez que mantiene el agente es representada a través de una función CES (Constant Elasticity of Substitution) que combina la tenencia de saldos reales en moneda nacional y en moneda extranjera.
- El agente enfrenta una restricción presupuestaria por la cual el ingreso que percibe, la ganancia por los títulos o depósitos que posea y sus tenencias de saldos reales (en moneda nacional o extranjera) los podrá destinar al consumo, al ahorro o a mantener dinero en efectivo, en ambas monedas.

EL MODELO

$$\text{Max} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t \left\{ c_t + \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{-1/\rho} \right\}$$

sujeto a:

$$y_t + (1 + r_{t-1})b_{t-1} + (1 + r_{t-1}^*)b_{t-1}^* e_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}^* e_t}{P_t} = c_t + b_t + b_t^* e_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{M_t^* e_t}{P_t}$$

Planteando la maximización:

$$L = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ c_t + \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{-1/\rho} \right\} - \lambda \left[c_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{M_t^* e_t}{P_t} + b_t + b_t^* e_t \right. \\ \left. - y_t - \frac{M_{t-1}}{P_t} - \frac{M_{t-1}^* e_t}{P_t} - (1+r_{t-1})b_{t-1} - (1+r_{t-1}^*)b_{t-1}^* e_t \right]$$

Las condiciones de primer orden son:

$$\frac{\partial L}{\partial c_t} = \beta^t - \lambda = 0 \\ \beta^t = \lambda \tag{1}$$

$$\frac{\partial L}{\partial M_t} = \beta^t \left(\frac{-1}{\rho} \right) \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}-1} \alpha (-\rho) \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho-1} \frac{1}{P_t} - \lambda \frac{1}{P_t} + \lambda_{t+1} \frac{1}{P_{t+1}} = 0$$

$$\beta^t \alpha \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}-1} \frac{1}{P_t} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho-1} = \frac{\beta^t}{P_t} - \frac{\beta^{t+1}}{P_{t+1}}$$

$$\alpha \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}-1} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho-1} = 1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \tag{2}$$

$$\frac{\partial L}{\partial M_t^* e_t} = \beta^t \left(\frac{-1}{\rho} \right) \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}-1} (1-\alpha)(-\rho) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho-1} \frac{1}{P_t}$$

$$-\frac{\lambda}{P_t} + \frac{\lambda_{t+1}}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} = 0$$

$$\beta^t (1-\alpha) \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}-1} \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho-1} = \beta^t - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta^{t+1} \frac{e_{t+1}}{e_t}$$

$$(1-\alpha) \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}-1} \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho-1} = 1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \frac{e_{t+1}}{e_t} \quad (3)$$

$$\frac{\partial L}{\partial b_t} = -\lambda + \lambda_{t+1}(1+r_t) = 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial L}{\partial b_t^* e_t} = -\lambda + \lambda_{t+1}(1+r_t^*) \frac{e_{t+1}}{e_t} = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = c_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{M_t^* e_t}{P_t} + b_t + b_t^* e_t - y_t - \frac{M_{t-1}}{P_t} - \frac{M_{t-1}^* e_t}{P_t} - (1+r_{t-1})b_{t-1} - (1+r_{t-1}^*)b_{t-1}^* e_t = 0 \quad (6)$$

Reemplazando (1) en (4):

$$-\beta^t + \beta^{t+1}(1+r_t) = 0$$

$$\frac{\beta^{t+1}(1+r_t)}{\beta^t} = \frac{\beta^t}{\beta^t}$$

$$\beta(1+r_t) = 1 \quad (7)$$

Reemplazando (1) en (5):

$$\beta(1+r_t^*) \frac{e_{t+1}}{e_t} = 1 \quad (8)$$

Dividiendo la expresión (2) entre la (3):

$$\frac{\alpha \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}-1} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho-1}}{(1-\alpha) \left[\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho} + (1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho} \right]^{\frac{-1}{\rho}-1} \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho-1}} = \frac{1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta}{1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta}$$

Simplificando:

$$\frac{\alpha \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\rho-1}}{(1-\alpha) \left(\frac{M_t^* e_t}{P_t} \right)^{-\rho-1}} = \frac{1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta}{1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta}$$

$$\alpha \left(\frac{M_t}{M_t^* e_t} \right)^{-\rho-1} \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta \right) = (1-\alpha) \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \right) \quad (9)$$

Dividiendo la expresión (9) por si misma rezagada un período:

$$\frac{\alpha \left(\frac{M_t}{M_t^* e_t} \right)^{-\rho-1} \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta \right)}{\alpha \left(\frac{M_{t-1}}{M_{t-1}^* e_{t-1}} \right)^{-\rho-1} \left(1 - \frac{P_{t-1}}{P_t} \frac{e_t}{e_{t-1}} \beta \right)} = \frac{(1-\alpha) \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \right)}{(1-\alpha) \left(1 - \frac{P_{t-1}}{P_t} \beta \right)}$$

$$\left(\frac{M_t}{M_{t-1}} \frac{M_{t-1}^* e_{t-1}}{M_t^* e_t} \right)^{-\rho-1} \frac{\left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta \right)}{\left(1 - \frac{P_{t-1}}{P_t} \frac{e_t}{e_{t-1}} \beta \right)} = \frac{\left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \right)}{\left(1 - \frac{P_{t-1}}{P_t} \beta \right)} \quad (10)$$

Las expresiones **(7)** y **(8)** debieran ser iguales bajo el supuesto de la paridad de las tasas de interés.

Las expresiones **(8)** y **(10)** incorporan todas las ecuaciones de la maximización para estimar los coeficientes de β y ρ . Sin embargo, el coeficiente α no se podrá estimar porque ha sido simplificado de la ecuación **(10)**.

Para la estimación de α se plantea una segunda parte del modelo.

2° PARTE DEL MODELO

Partiendo de la expresión **(9)**:

$$\alpha \left(\frac{M_t}{M_t^* e_t} \right)^{-\rho-1} \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \beta \right) = (1-\alpha) \left(1 - \frac{P_t}{P_{t+1}} \beta \right)$$

Se invierte la expresión **(9)** porque es menos probable que el agregado en moneda extranjera sobre el agregado en moneda nacional elevado a $(-\rho - 1)$ tenga raíz unitaria:

$$(1-\alpha)\left(\frac{M_t^* e_t}{M_t}\right)^{-\rho-1}\left(1-\frac{P_t}{P_{t+1}}\beta\right)=\alpha\left(1-\frac{P_t}{P_{t+1}}\frac{e_{t+1}}{e_t}\beta\right) \quad (11)$$

Con la expresión **(11)** se estima el valor de α , reemplazando los valores de β y ρ obtenidos en la primera parte de la estimación.

ANEXO 2

GRÁFICOS DE LAS SERIES INCLUIDAS EN LAS ESTIMACIONES

Gráfico 2.1 :
M1 en MN y ME
(en millones de Bs.)

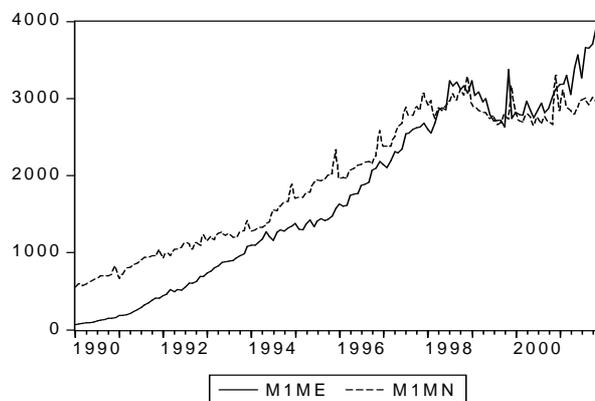


Gráfico 2.2:
La diferencia de M2 en MN y ME
(En millones de Bs.)

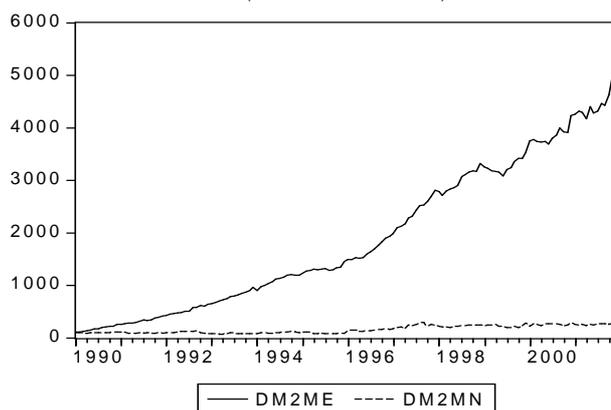


Gráfico 2.3:
La diferencia de M3 en MN y ME
(En millones de Bs.)

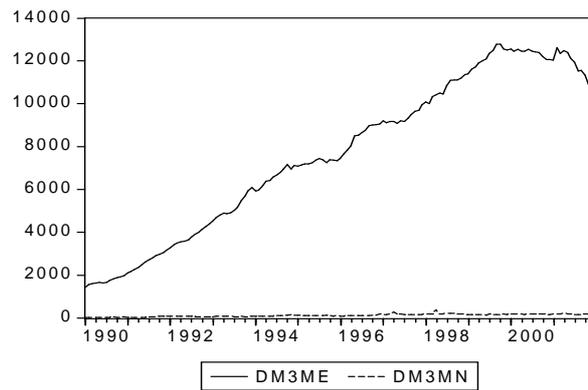


Gráfico 2.4:
Razón del IPC : $IPC(-1) / IPC$

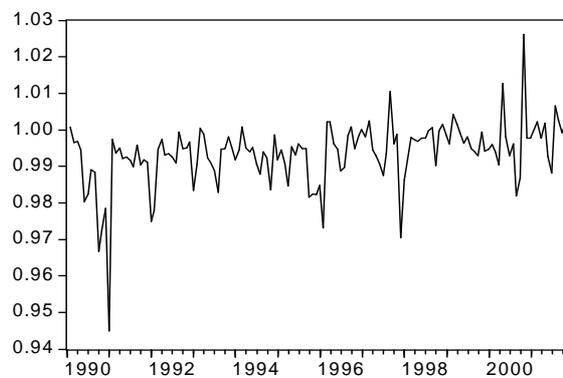


Gráfico 2.5:
Razón del tipo de cambio: TC / TC(-1)

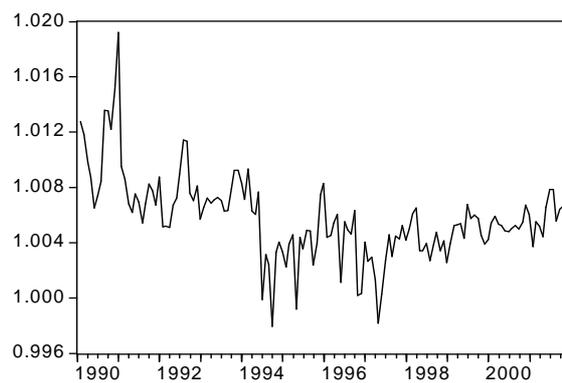


Gráfico 2.6:
Tasa de interés real de ME mensual para plazo fijo
y caja de ahorro

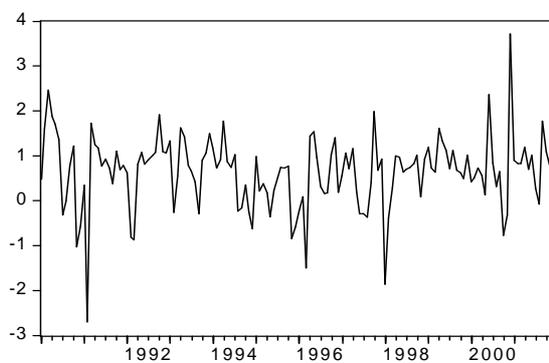


Gráfico 2.7:
Tasa de interés real de ME mensual para
plazo fijo

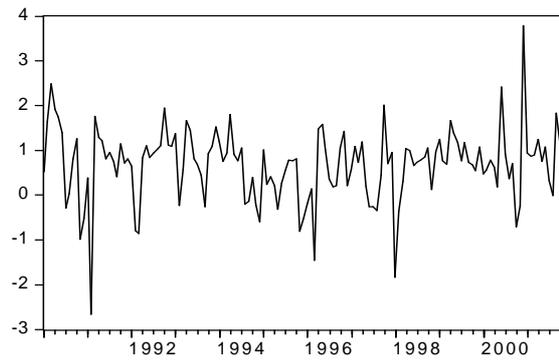
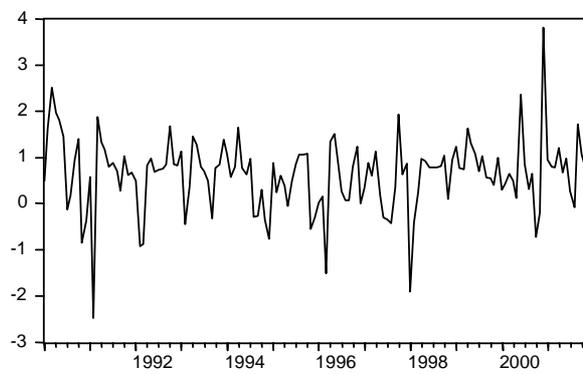


Gráfico 2.8:
Tasa de interés real de ME mensual para LTs a 13
semanas



ANEXO 3

ESTADÍSTICOS DE LAS SERIES: TENDENCIA CENTRAL Y VARIABILIDAD

VARIACIÓN PORCENTUAL MENSUAL DEL TIPO DE CAMBIO

Período	Media	Varianza
ene/1990 - dic/2001	0,578	0,092
ene/1990 - jun/1994	0,837	0,076
jul /1994 - dic/1998	0,356	0,045
ene/1999 - dic/2001	0,530	0,015

M1 ME / M1 MN

Período	Media	Varianza
ene/1990 - dic/2001	0,774	0,087
ene/1990 - jun/1994	0,481	0,060
jul /1994 - dic/1998	0,863	0,010
ene/1999 - dic/2001	1,080	0,010

Diferencia de M2 ME / Diferencia de M2 MN

Período	Media	Varianza
ene/1990 - dic/2001	10,633	24,004
ene/1990 - jun/1994	5,671	13,218
jul /1994 - dic/1998	12,277	4,930
ene/1999 - dic/2001	15,611	2,936

Diferencia de M3 ME / Diferencia de M3 MN

Período	Media	Varianza
ene/1990 - dic/2001	74,969	352,360
ene/1990 - jun/1994	82,672	525,562
jul /1994 - dic/1998	67,729	282,376
ene/1999 - dic/2001	74,277	43,323