

Incertidumbre y Dolarización en Bolivia

Luis Alberto Arce C.

El autor agradece los comentarios de Juan Antonio Morales, Jorge Requena, Raúl Mendoza y de los participantes en un seminario interno del BCB. Cualquier error u omisión es de exclusiva responsabilidad del autor. Las opiniones expresadas en este trabajo pertenecen al autor y no necesariamente coinciden con la posición del Banco Central de Bolivia.

RESUMEN

El trabajo presenta un modelo en el cual se determinan los factores de la dolarización tomando como marco teórico el Modelo de Fijación de Precios de Activos de Capital (CAPM). Posteriormente, se efectúa la comprobación empírica del modelo para la economía boliviana en el período marzo 1989- septiembre 2001. Como variable proxy de la dolarización se utilizó la relación de depósitos en moneda extranjera expresados en dólares estadounidenses con relación a los efectuados en moneda nacional y como proxy de la variable incertidumbre de devaluación, el segundo momento de la variación del tipo de cambio mediante un modelo GARCH(1,1). Los resultados obtenidos muestran que el fenómeno de la dolarización en Bolivia se encuentra determinado por el ritmo de devaluación monetaria, la incertidumbre de devaluación que perciben los agentes económicos y el fenómeno inercial de la dolarización. Se concluye por tanto que para revertir este fenómeno es necesario incorporar instrumentos financieros de cobertura de riesgo cambiario. Asimismo, en los últimos tres años la incertidumbre de devaluación, aproximada por la varianza condicional del tipo de cambio, ha registrado una marcada estabilidad comparada con años anteriores, lo que sugiere que el actual sistema cambiario adoptado por el Banco Central de Bolivia es adecuado para controlarla.

Clasificación JEL: C32, E41, E52

Keywords: dolarización, CAPM, riesgo cambiario

I. INTRODUCCIÓN

Bajo condiciones de alta inflación y fuertes depreciaciones de la moneda doméstica con respecto al dólar estadounidense, los agentes económicos perciben que el valor de sus activos en moneda doméstica disminuye, lo que les obliga a buscar un instrumento que les permita mantener el valor de su riqueza. Los desajustes macroeconómicos repercuten también en un mayor grado de incertidumbre sobre el futuro de la economía, lo que constituye un factor adicional que impulsa el proceso denominado dolarización.

A pesar que el fenómeno de la dolarización no es de reciente data, en la literatura económica persiste el problema de la definición del fenómeno y de su diferenciación con el de sustitución de monedas (*Currency Substitution*). Usualmente el alcance de la definición depende del uso que internamente los agentes brinden al dinero extranjero. McKinnon (1985) propone una amplia definición de Sustitución de Monedas distinguiendo entre Sustitución de Monedas Directa cuando las monedas compiten como medio de pago y Sustitución Monetaria Indirecta, situación en la que los inversionistas cambian entre activos financieros no monetarios denominados en una y otra moneda. Por otra parte, Calvo y Vegh (1992) definen Sustitución de Monedas al uso interno de la moneda extranjera únicamente cuando ésta funciona como medio de pago y Dolarización cuando esta moneda es utilizada domésticamente como depósito de valor y/o unidad de cuenta. Asimismo, existe una distinción entre Sustitución de Monedas y Sustitución de Activos, este último caso es el de sustitución entre activos que generan intereses en moneda doméstica y extranjera.

Los modelos teóricos sobre Sustitución de Monedas pueden agruparse en tres: Modelos Cash-in-Advance, Modelos de Costos Transaccionales (*Transaction Cash Models*) y modelos ad hoc. Los primeros predicen que la tenencia real de las diferentes monedas no van más allá de las cantidades de bienes domésticos y extranjeros comprados internamente, debido a la existencia en la economía de activos que reciben intereses. Los modelos de Costos Transaccionales explican que la demanda por dinero doméstico y

extranjero son principalmente para propósitos de depósito de valor, enfatizando la propiedad de liquidez del dinero e incorporando costos transaccionales en la restricción presupuestaria. Estos modelos muestran que la demanda por diferentes monedas depende de los servicios de liquidez esperados y de los retornos relativos del dinero y otros activos en el portafolio de los agentes económicos¹.

Adicionalmente a la búsqueda de explicaciones para la aparición de la dolarización y sus implicaciones de política económica, uno de los temas más debatidos en los países emergentes en los últimos años, está relacionado con la adopción o no de una dolarización completa. Sin embargo, hasta el momento estos debates se han planteado en el plano teórico y son muy pocas las evidencias empíricas sobre los efectos de adoptar esa política. En esa dirección se encuentra el trabajo de Edwards (2001) que concluye que los países que adoptaron la dolarización, han registrado inflaciones más bajas pero tasas de crecimiento significativamente más bajas que países de igual condición pero que no adoptaron la dolarización total. Asimismo, no encuentra diferencias en cuanto a los resultados fiscales y en cuenta corriente se refieren.

El fenómeno de dolarización y sustitución de monedas se evidencian actualmente en varios países. Así en Europa del Este se tiene el caso de Rusia, Lituania, Latvia, Estonia y en América Latina a Bolivia, Guatemala, Perú y Uruguay entre los más importantes.

Existen varios trabajos que analizan el problema para algunos países de América Latina y Bolivia en particular, entre ellos Mollinedo y Orellana (1999), Antelo (1996 y 1993), Clementz y Schwartz (1992), Guidotti y Rodríguez (1991), Ramírez-Rojas (1985) que enfatizan en la diferencia entre las tasas reales de retorno sobre activos domésticos y extranjeros, las expectativas de devaluación y la inercia del proceso como los principales elementos que explican la dolarización.

¹ Convenientes resúmenes sobre este tema se encuentran en Sahay y Vegh (1995b) y Arce (1997).

El presente trabajo sigue más bien la línea de McNelis y Rojas-Suarez (1996) y Sweeny (1988) que utilizan el marco teórico de un Modelo de Fijación de Precios de Activos de Capital (CAPM) y sostienen que para entender el fenómeno de la dolarización es necesario considerar el ritmo de devaluación monetaria y la incertidumbre de devaluación que perciben los agentes económicos. Esta incertidumbre es aproximada con el segundo momento de la tasa de devaluación e incorpora elementos no lineales.

El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección siguiente, se deriva la relación de equilibrio de largo plazo entre la razón de la proxy de dolarización, la tasa de devaluación monetaria y la incertidumbre de devaluación en el entorno de un modelo de Fijación de Precios de Activos de Capital (CAPM). En la tercera sección se efectúa una comprobación empírica para el caso boliviano en el período marzo 1989 - septiembre 2001. La cuarta sección resume las principales conclusiones e implicaciones para la política económica.

2. UN MODELO DE FIJACIÓN DE PRECIOS DE ACTIVOS DE CAPITAL (CAPM) PARA LA DOLARIZACIÓN

El Modelo de Fijación de Precios de Activos de Capital (*Capital Asset Pricing Model*) es ampliamente utilizado especialmente en el campo de las finanzas para la determinación de la composición del portafolio óptimo de inversiones. En este modelo el agente económico debe elegir la mejor composición para su portafolio, combinando activos financieros libre de riesgo con aquellos que si lo poseen, para obtener el rendimiento más alto con el menor riesgo posible.

En esta sección se seguirán las metodologías utilizadas por Sweeny (1988) y McNelis y Rojas-Suarez (1996), en cuyos trabajos se derivan funciones de demanda por saldos reales en una economía en la que los agentes poseen dos tipos de monedas.

Consideremos una economía en la cual los agentes económicos poseen activos denominados en moneda doméstica y extranjera. Para

cada una de estas monedas se tiene una función de demanda por saldos reales, que incorpora una variable escala y dos variables que representan el costo de oportunidad de mantener cada una de estas monedas.

Sea:

$$L_1(i_m, i_f, y) : \text{Función de demanda por saldos reales} \\ \text{en moneda doméstica} \quad (1)$$

$$L_2(i_m, i_f, y) : \text{Función de demanda por saldos reales} \\ \text{en moneda extranjera.} \quad (2)$$

$$\text{Con } \frac{\partial L_1}{\partial i_m} < 0; \frac{\partial L_1}{\partial i_f} < 0; \frac{\partial L_1}{\partial y} > 0$$

$$\text{y } \frac{\partial L_2}{\partial i_m} < 0; \frac{\partial L_2}{\partial i_f} < 0; \frac{\partial L_2}{\partial y} > 0$$

Donde:

| | | |
|-------|---|--|
| i_m | = | Tasa de interés para m. |
| i_f | = | Tasa de interés para f. |
| y | = | Nivel real de actividad económica. |
| M | = | <i>Stock</i> de moneda doméstica. |
| P | = | Nivel de precios doméstico. |
| F | = | <i>Stock</i> de moneda extranjera. |
| e | = | Tipo de cambio definido como unidades de moneda doméstica por unidad de moneda extranjera. |

$$m = \frac{M}{P}$$

$$f = \frac{eF}{P}$$

Se asume que el nivel de ingreso real tiene el mismo efecto sobre la conveniencia de poseer dinero en moneda extranjera y doméstica.

Dados los signos esperados para $\frac{\partial L_1}{\partial i_f}$ y $\frac{\partial L_2}{\partial i_m}$, las demandas por saldos reales son sustitutas entre sí, esto es que a mayor demanda por saldos reales en moneda extranjera, menor será la demanda por saldos reales en moneda doméstica y viceversa.

En este modelo se asume que el nivel de precios y el tipo de cambio son variables estocásticas, por lo que los retornos en términos reales para los poseedores de moneda extranjera (R_f) y doméstica (R_m) pueden representarse de la siguiente manera:

$$R_f = L_2 + \theta - \pi \quad (3)$$

$$R_m = L_1 - \pi \quad (4)$$

Donde: π es la tasa de inflación, y θ representa la tasa de variación del tipo de cambio.

Por lo que el retorno esperado para cada una de las tenencias de monedas será:

$$E(R_f) = L_2 + E(\theta) - E(\pi) \quad (5)$$

$$E(R_m) = L_1 - E(\pi) \quad (6)$$

El modelo CAPM establece que la tasa de retorno en equilibrio de un activo i (RR_i) es igual a la tasa libre de riesgo (R_z) más un premio por el riesgo que es el producto del precio por el riesgo y la cantidad de riesgo (β_i)².

$$RR_i = E(R_z) + [E(R_g) - E(R_z)]\beta_i \quad (7)$$

Donde R_z es el retorno sobre el portafolio de mínima varianza que no está correlacionado con el portafolio de mercado (activo libre de

² Más detalles de la derivación del modelo CAPM se encuentran en el Anexo 1.

riesgo) y R_g es el retorno del portafolio de mercado. La cantidad de riesgo está definida por:

$$\beta_i = \frac{\sigma_{ig}}{\sigma_g^2} = \frac{Cov(R_i, R_g)}{Var(R_g)} = \rho_i \frac{\sigma_i}{\sigma_g} \quad (8)$$

σ denota la desviación estándar y ρ_i el coeficiente de correlación entre la tasa de retorno del activo i y el retorno del portafolio de mercado g .

La tasa esperada de retorno del portafolio de mercado está dada por el retorno esperado del activo libre de riesgo y un premio al riesgo.

$$E(R_g) = E(R_z) + a\sigma_g \quad (9)$$

Sustituyendo esta última expresión en la ecuación (7) de la tasa de retorno en equilibrio del modelo CAPM, se tiene:

$$RR_i = E(R_z) + a\beta_i\sigma_g \quad (10)$$

El equilibrio en el modelo CAPM se obtiene cuando el retorno esperado de mantener saldos reales en ambas monedas se iguala a la tasa de retorno de los saldos reales en cada moneda. Aplicando las ecuaciones (8) y (10) a las ecuaciones (5) y (6) y asumiendo que L_1 y L_2 son funciones determinísticas, se obtiene:

$$L_2 + E(\theta) - E(\pi) = E(R_z) + a\rho_f\sqrt{\sigma_\theta^2 + \sigma_\pi^2 + 2\sigma_{\theta\pi}} \quad (11)$$

$$L_1 - E(\pi) = E(R_z) + a\rho_m\sigma_\pi \quad (12)$$

Siguiendo el razonamiento de McNelis y Rojas-Suarez (1996), en el equilibrio de largo plazo las expectativas son realizadas y los niveles de las variables reales se asumen constantes incluyendo m y f . Adicionalmente, se asume que el acervo de dinero extranjero solo puede cambiar en función de las variaciones de las Reservas Internacionales, por lo que un sistema cambiario flexible implica un

acervo constante de dinero extranjero (F) en el largo plazo, lo que implica que en este estado $\theta = \pi$.

De esta manera en el largo plazo, el ratio entre las demandas por saldos reales de las dos monedas está dado por:

$$\frac{L_1}{L_2} = \frac{R_z + \theta + a\rho_m\sigma_\theta}{R_z} \quad (13)$$

Ecuación (13) implica que en situación de equilibrio en el largo plazo, la tasa de retorno del activo libre de riesgo es determinística y está dada por el retorno que se obtiene en la tenencia de moneda extranjera. Asimismo, establece que la decisión de tenencia de moneda doméstica o extranjera se encuentra en función de la tasa de variación del tipo de cambio entre ambas monedas y su variabilidad.

Haciendo:

$$\beta_0 = 1, \beta_1 = \frac{1}{R_z} \text{ y } \beta_2 = \frac{a\rho_m}{R_z}$$

se llega a establecer la siguiente relación:

$$\frac{L_1}{L_2} = \beta_0 + \beta_1\theta + \beta_2\sigma_\theta \quad (14)$$

donde se espera que $\beta_1 < 0$ y $\beta_2 < 0$ ³.

3. COMPROBACIÓN EMPÍRICA Y ANÁLISIS

El marco teórico anterior sugiere que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre el ratio de la demanda por saldos

³ Nótese que si el ratio se invierte, los signos esperados para β_1 y β_2 serían positivos. Esta última forma fue la que se utilizó en la construcción de la variable proxy de dolarización en la siguiente sección, por lo que en la comprobación empírica se espera que ambas variables presenten signos positivos.

reales en moneda nacional y extranjera, la tasa de devaluación de la moneda doméstica y la incertidumbre de esa devaluación.

3.1 Descripción de los Datos

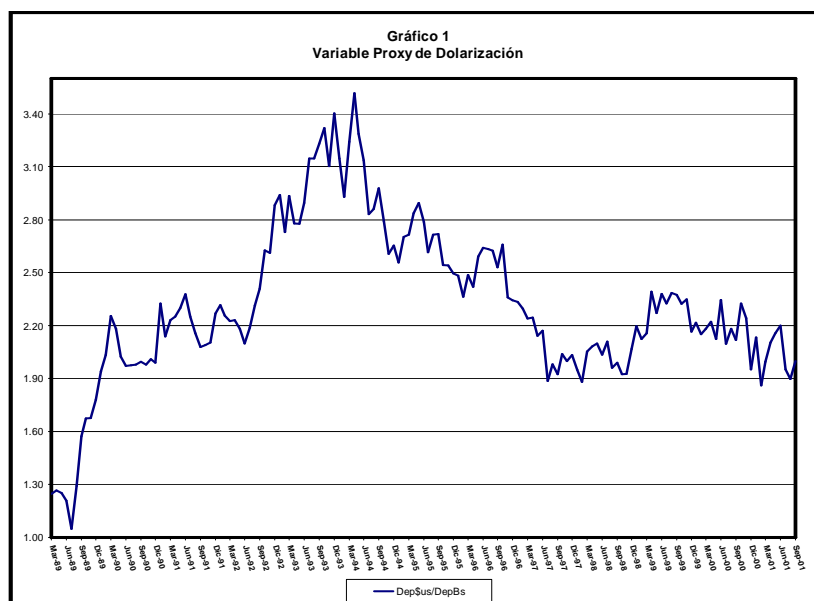
Para la estimación empírica del modelo se tomaron datos mensuales de los depósitos vista, en caja de ahorros y a plazo fijo efectuados por el público en el sistema bancario nacional tanto en moneda extranjera como en moneda nacional, y el tipo de cambio de bolivianos por unidad de dólar estadounidense a fin de cada mes, todos ellos en el período marzo 1989 a septiembre 2001.

Debido a que no se cuenta con información confiable sobre la cantidad de efectivo en moneda extranjera que circula en el país, se toma como variable proxy de la dolarización la relación entre depósitos vista, caja de ahorros y depósitos a plazo en moneda extranjera y similares depósitos en moneda nacional (DOL). Para aislar los efectos contables del tipo de cambio sobre los componentes de la variable, el numerador de la razón se encuentra expresado en dólares estadounidenses y el denominador en bolivianos corrientes.

Como se observa en el Gráfico 1, en general esta variable registra un comportamiento ascendente desde 1989, situación que se acentúa marcadamente a mediados de 1989 y principios de 1990 y en la segunda mitad de 1992. Sin embargo, en el período junio 1994 hasta el primer semestre de 1997 existe un cambio de tendencia producto principalmente de las medidas de política monetaria y cambiaria adoptadas por el Banco Central de Bolivia con el objetivo de remonetizar la economía boliviana⁴. Entre junio 1997 y diciembre

⁴ En mayo de 1994, el BCB eliminó el encaje legal adicional para las obligaciones de las instituciones financieras con el público en moneda nacional, exceptuó del encaje legal a los depósitos en moneda nacional con plazos mayores a doce meses y los depósitos en moneda nacional con mantenimiento de valor y moneda extranjera mayores a 720 días. Asimismo, en mayo de 1994 implantó un requisito de posición de cambios por el cual las entidades financieras no podían mantener una posición sobre-vendida en moneda extranjera y moneda nacional con mantenimiento de valor, permitiéndose una posición sobre-comprada en moneda extranjera y moneda nacional con mantenimiento de valor hasta el monto del patrimonio neto, deducido el monto del activo fijo de las instituciones financieras. A partir del mes de julio de 1994, el BCB flexibilizó su política cambiaria con el objetivo de eliminar el seguro implícito a

1998, esta variable se estabiliza en un rango entre 1.9 y 2.2. A partir de enero de 1999, se advierte un ascenso vertiginoso de la variable proxy de la dolarización hasta mediados de 1999 que logra alcanzar niveles similares de fines de 1996. Posteriormente, observamos un descenso de la variable hasta alcanzar nuevamente el rango entre 1.9 y 2.2 en el año 2001⁵. Note el lector que esta variable estuvo en este mismo rango entre los años 1990 y 1992, como se observa en el Gráfico 1.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCB.

A diferencia de otras variables que se pueden utilizar como proxy de la dolarización, por ejemplo la razón entre depósitos en moneda extranjera y un agregado monetario, el ratio entre depósitos en

favor del dólar que había surgido por la adopción del régimen cambiario de crawling peg. En abril de 1995, el BCB aprobó el reglamento de operaciones swaps de monedas cuyo principal objetivo era eliminar el riesgo cambiario de los títulos públicos en moneda nacional y extender su uso hacia la cobertura de otras operaciones en moneda nacional.

⁵ Nótese que la variable proxy utilizada remueve el efecto contable que ejerce el tipo de cambio sobre los depósitos en moneda extranjera.

moneda extranjera y el total de depósitos, la relación utilizada en este trabajo muestra con mayor claridad el efecto de las medidas de remonetización que implantó el BCB a partir de 1994.

La variación del tipo de cambio (DLTC) se calculó con la diferencia logarítmica de la cotización oficial del boliviano con respecto al dólar estadounidense de fin de mes.

Para estimar la incertidumbre de devaluación o variabilidad de la tasa de depreciación (SIGMA), se utilizó el segundo momento de la tasa de variación de la devaluación monetaria mediante un modelo GARCH estimado con el método de máxima verosimilitud. A diferencia del trabajo de McNelis y Rojas-Suarez (1996), para el caso boliviano en el período marzo 1989- septiembre 2001 se encontró que tanto el cuadrado de los errores de predicción rezagados, como la varianza condicional rezagada, son estadísticamente significativos, por lo que la varianza condicional de la tasa de devaluación de la moneda doméstica sigue un proceso GARCH(1,1)⁶. Los resultados de esta estimación se detallan en la Tabla 1.

Tabla 1
Modelo GARCH (1,1)

| Variabes | Coficiente | Desviación Estándar | Estadístico z | Probabilidad |
|----------|------------|---------------------|---------------|--------------|
| ARCH | 0,18 | 0,09 | 2,11 | 0,03 |
| GARCH | 0,79 | 0,15 | 5,02 | 0,00 |

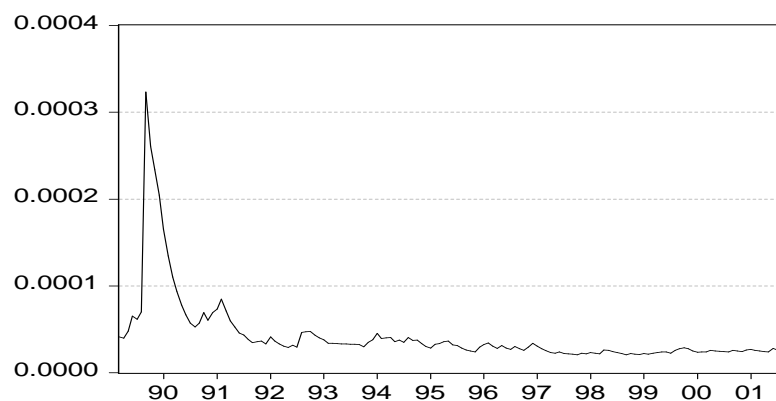
La suma de los coeficientes de ARCH y GARCH es muy cercana a uno, lo que indica que los *shocks* de volatilidad en el ritmo de depreciación monetaria son altamente persistentes en el período marzo 1989 - septiembre 2001.

⁶ La especificación del modelo GARCH(1,1) es:

$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$, donde ε_{t-1}^2 es el término ARCH y σ_{t-1}^2 el término GARCH. Estos resultados se tomaron de la regresión de un modelo GARCH-M (1,1) de DLTC para el período marzo 1989 – septiembre 2001, en la cual el coeficiente de GARCH (riesgo esperado) fue de 83,67.

Como se observa en el Gráfico 2, la variable proxy de la incertidumbre de la devaluación presenta dos períodos claramente diferenciados. El primero que va desde 1989 hasta 1994, período que se caracteriza por variaciones de magnitud, especialmente en el segundo semestre de 1989, evidenciándose en esta etapa un mayor grado de incertidumbre de los agentes económicos sobre el ritmo de depreciación de la moneda nacional. Por el contrario, en el segundo período que se inicia el año 1994 hasta el 2001, esta variable registra una paulatina disminución y una relativa estabilidad en toda esta etapa. Sin duda este segundo período está influenciado por la política cambiaria que adoptó el BCB en el marco de la Ley 1670.

Gráfico 2
Varianza Condicional



Grado de Integración de las Variables

Para identificar el grado de integración de las variables y evitar regresiones espúreas, se efectuaron tests de raíz unitaria con los resultados que figuran en la Tabla 2.

Tabla 2
Test de Raíz Unitaria

| Estadístico | Variables | | |
|------------------------------------|-----------|-------|-------|
| | LDOL | DLTC | SIGMA |
| ADF | -3,00 | -4,71 | -3,29 |
| Phillips-Perron | -3,06 | -6,91 | -3,54 |
| Valores Críticos McKinnon al 5% | -2,88 | -2,88 | -2,88 |

De los resultados de la Tabla 2, es posible rechazar la presencia de raíz unitaria en las tres variables. Utilizando los tests de Dickey-Fuller Aumentado y Phillips-Perron y los valores críticos calculados por McKinnon, con un 95% de confianza, se puede afirmar que tanto la variable DLTC que representa la tasa de depreciación de la moneda nacional, SIGMA que constituye la incertidumbre de depreciación de la moneda doméstica y la variable proxy de la dolarización LDOL son estacionarias y poseen un grado I(0) de integración. Es importante notar que la variable proxy de la incertidumbre es una función no lineal de la tasa de depreciación.

3.2 Estimación del Modelo Econométrico

Siguiendo el enfoque de partir de lo general para llegar a lo específico (*general-to-specific*) para la selección de modelos econométricos, se estimó el modelo dinámico descrito en la ecuación (15).

$$LDOL_t = \omega + \sum_{i=0}^{12} \alpha_i DLTC_{t-i} + \sum_{i=0}^{12} \beta_i SIGMA_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \psi_i LDOL_{t-i} + DI \quad (15)$$

Adicionalmente a las variables que figuran en la Tabla 2, se incluyó una variable dicótoma (*DI*) que representa las expectativas que se formaron los agentes económicos ante un posible cambio de política económica, meses previos al cambio de gobierno en agosto de 1989.

Para obtener una regresión parsimoniosa, del modelo general se redujeron variables independientes en base a criterios de bondad de ajuste, significancia estadística, autocorrelación, heteroscedasticidad y normalidad de los residuos con los siguientes resultados:⁷

Tabla 3
Resultados de la Regresión
Variable Dependiente LDOL

| Variable | Coefficiente | Estadístico-t | Probabilidad |
|--------------------|--------------|---------------|--------------|
| C | -0.00 | -0.06 | 0.95 |
| DLTC | 3.25 | 3.10 | 0.00 |
| SIGMA | 310.75 | 2.31 | 0.02 |
| LDOL(-1) | 0.74 | 9.35 | 0.00 |
| LDOL(-2) | 0.22 | 2.84 | 0.01 |
| D1 | -0.15 | -3.69 | 0.00 |
| Tests | Estadístico | Probabilidad | |
| R ² | 0.93 | | |
| Estadístico F | 417.60 | 0.00 | |
| Jarque-Bera | 0.38 | 0.83 | |
| Breusch-Godfrey LM | 1.25 | 0.29 | |
| White-Heterscedas. | 0.30 | 0.97 | |
| ARCH test | 0.11 | 0.74 | |
| RESET test | 0.12 | 0.73 | |

El poder explicativo global del modelo es bastante bueno e individualmente todas las variables resultaron significativas al 2%. No se observan problemas de normalidad y heteroscedasticidad en los residuos, aunque existe un ligero problema de autocorrelación.

Los signos de los coeficientes son los esperados y destaca el alto valor del coeficiente SIGMA que representa la semielasticidad de la proxy de dolarización con respecto a la incertidumbre de devaluación monetaria. Por su parte el coeficiente de la tasa de variación del tipo de cambio también registra un importante valor en su coeficiente. Por tanto el modelo verifica la importancia de estas variables en el proceso de dolarización boliviano y valida la argumentación teórica expuesta en la sección anterior.

⁷ Los detalles de la regresión, los tests a los residuos, especificación y estabilidad se encuentran en el Anexo 2, Tablas A1 a la A6 y Gráficos A7 y A8.

La presencia de la variable independiente rezagada en uno y dos períodos respectivamente, ratifica el hecho que los agentes económicos no ajustan inmediata y completamente su estructura de portafolio de monedas. Asimismo, comprueban que el proceso de dolarización en Bolivia tiene un componente inercial importante.

El signo negativo del coeficiente de la variable dicótoma expresa la corrida de los depósitos en moneda extranjera que experimentó el sistema bancario nacional a mediados de 1989, a raíz de las expectativas del público sobre un posible cambio en la política económica. Como la variable proxy de la dolarización es un ratio entre los depósitos en moneda extranjera y nacional, esta variable representa la reducción de los depósitos en moneda extranjera que se registró en ese período.

4. CONCLUSIONES E IMPLICACIONES DE POLÍTICA ECONÓMICA

En este trabajo se aplicó el modelo CAPM para explicar las causas de la dolarización en la economía boliviana, habiéndose verificado que la tasa de variación del tipo de cambio, la incertidumbre de devaluación y el componente inercial de dolarización en la economía explican en gran medida este proceso.

Como se sabe, en períodos de inestabilidad, los agentes económicos tienden a minimizar el grado de incertidumbre respecto de la devaluación monetaria incrementando su tenencia de activos en dólares estadounidenses. La utilización de esta moneda en estos períodos, representa una enorme innovación tecnológica para el agente económico que encuentra en el dólar estadounidense el mejor instrumento para resguardar la riqueza de sus activos.

La verificación empírica sobre la importancia de la incertidumbre de devaluación en el proceso de dolarización, sugiere la incorporación de instrumentos de cobertura contra el riesgo cambiario dirigidos a disminuir o eliminar esta incertidumbre. Entre los más simples se encuentran las operaciones *forward* de monedas, en las cuales en el presente se determinan los tipos de cambio a los cuales se debe

efectuar una operación en el futuro y no se requiere el intercambio de dinero sino hasta la fecha pactada del *forward*. De esta manera, una innovación tecnológica como la dolarización, se podría ser enfrentada con otra innovación tecnológica en la economía boliviana constituida por instrumentos financieros de cobertura de riesgo cambiario.

La incorporación de estos instrumentos también contribuiría a reducir o eliminar el descalce que presentan muchos agentes económicos que perciben sus ingresos en moneda doméstica y deben efectuar pagos en moneda extranjera, absorbiendo enteramente el riesgo cambiario.

Es importante notar que en los últimos tres años la incertidumbre de devaluación, aproximada por la varianza condicional del tipo de cambio, ha registrado una marcada estabilidad comparada con años anteriores, lo que sugiere que el actual sistema cambiario adoptado por el Banco Central de Bolivia es adecuado para controlar esta incertidumbre. Cualquier cambio brusco de política cambiaria, por ejemplo la adopción de un sistema de flotación libre, puede generar mayor incertidumbre y por tanto un incremento en la dolarización en el país. En el trabajo se comprobó que los *shocks* sobre el tipo de cambio y su variabilidad son muy persistentes en la memoria de los agentes económicos

La incertidumbre sobre la devaluación pudo haber disminuido también merced al reconocimiento por parte de los agentes económicos de la independencia del BCB en la ejecución de su política cambiaria y la consolidación gradual de su institucionalización.

Por su parte, el efecto que tiene la tasa de variación del tipo de cambio sobre el nivel de dolarización, aconseja una administración prudente de la política cambiaria evitando acelerar innecesariamente el ritmo de depreciación de la moneda doméstica con respecto al dólar estadounidense para no incrementar el grado de dolarización de la economía boliviana. Sin duda, este objetivo se debe contrapesar con el propósito de alcanzar y mantener la competitividad del sector transable.

La presencia de la inercia o la histéresis de la dolarización es un hecho recurrente en varios trabajos sobre el tema. El presente no es la excepción y evidencia la importancia de las mismas en la explicación del fenómeno de la dolarización en nuestro país. Más aún, la variable *proxy* de la dolarización rezagada en dos períodos también resultó significativa.

A diferencia de otros trabajos sobre dolarización, en éste se utilizó como variable *proxy* de la dolarización, la razón entre los depósitos en moneda extranjera expresados en dólares estadounidenses con respecto a los captados en moneda nacional. Una sugestiva característica de esta variable es que permite comprobar gráficamente los efectos positivos que tuvieron las medidas de política monetaria y cambiaria adoptadas por el BCB en 1994 con el objetivo de remonetizar la economía, por lo que se concluye que estas fueron efectivas. Para continuar con este proceso es importante coordinar un conjunto de medidas dirigidas a remonetizar la economía como se hizo anteriormente, antes que adoptar políticas aisladas.

REFERENCIAS

- Antelo C. Eduardo (1993); “Dolarización en la Post-estabilización en Bolivia: Algunas evidencias empíricas”, UDAPE, Análisis Económico, Vol.7, pp. 115-128.
- _____ (1996); “Dolarización en Bolivia: Evolución reciente y perspectivas futuras”, UDAPE, Análisis Económico, Vol.15.
- Arce C., Luis Aberto (1997); “Currency Substitution in Bolivia”, Dissertation for obtaining the Msc. Degree, The University of Warwick, Inglaterra.
- _____ (2001): “Contribución al Debate sobre la Dolarización”, CIDES-UMSA, Revista Umbrales, Vol. 10, pp.63-76.
- Berg, Andrew y Borensztein, Eduardo (2000); “The Pros and Cons of Full Dollarization”, FMI, Working Paper WP/00/50.
- Calvo, G.A. y Vegh C.A. (1992); “Currency Substitution in Developing Countries: An Introduction”, FMI, Working Paper WP/92/40.
- _____ (1993); “Currency Substitution in High Inflation Countries”, FMI, Revista Finanzas y Desarrollo, Marzo, pp.34-37
- Clementz, B. y Schwartz, G. (1992) “Currency Substitution, the Recent Experience of Bolivia”, FMI Working Paper 92/65.
- Copeland, Thomas E. y Weston, J. Fred: “Financial Theory and Corporate Policy”, Addison Wesley 3ra. Ed., 1992.
- Edwards, Sebastian (2001); “Dollarization and Economic Performance an Empirical Investigation”, NBER, Working Paper 8274, Mayo.

- Guidotti, P.E. y Rodriguez C.A. (1991); "Dollarization in Latin America: Gresham's Law in reverse?", FMI, Working Paper, 91/117, Wasgington DC.
- Johansen, Soren y Juselius, Katarina (1990); "Maxumum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with application to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics 51, pp.169-210.
- Kamin, S. y Ericcson, N. (1993); "Dollarization in Argentina", International Finance Discussion Papers No.460, Board of Governors of the Fedral System.
- Lora R., Oscar (1999); "Ventajas de Mantener la Moneda Nacional en Bolivia", Banco Central de Bolivia, Revista de Análisis, Vol.2 No2, Diciembre, pp. 41-83.
- McNelis Paul D. y Rojas Suarez, Liliana (1996); "Exchange Rate Depreciation, Dollarization and Uncertainty: A Comparison of Bolivia and Peru", Inter-American Development Bank, Working Paper Series 325, Marzo.
- McKinnon, R.I.(1985): "Two Concepts of International Currency Substitution" en M.D. Connolly y J.McDermott (eds), The Economics of the Caribbean Basin, New York, Praeger, pp.101-113.
- Mollinedo T., Carlos y Orellana R., Walter. (1999); "Percepción de Riesgo, Dolarización y Política Monetaria en Bolivia", Banco Central de Bolivia, Revista de Análisis, Vol.2 No1, Julio, pp. 7-28.
- Orellana R., Walter (1999); "Estimación del Circulante y el Multiplicador Monetario en Dólares", Banco Central de Bolivia, Revista de Análisis, Vol.2 No1, Julio, pp. 67-86.

Ramirez-Rojas, L. (1985); "Currency Substitution in Argentina, Mexico and Uruguay", FMI Staff Papers, vol.32, pp.629-667.

Sahay R. y Vegh C. (1995); "Dollarization in Transition Economies", FMI, Revista Finanzas y Desarrollo, Marzo, pp.36-39.

_____ (1995b); "Dollarization in Transition Economies: Evidence and Policy Implications", FMI, Working Paper 95/96, Washington DC.

Sweeny, Richard J. (1988); "Inflation Risk and the Speed of Adjustment in Short-Run Money Demand Functions", Economic Letters 3: pp.271-276

ANEXO 1

Derivación de la ecuación del modelo de Fijación de Precios de Activos de Capital (CAPM)

Sean la media y la desviación estándar de un portafolio formado por un activo riesgoso “y” el portafolio de mercado “g”:

$$E(Rp) = wE(Ry) + (1-w)E(Rg)$$

$$\sigma(Rp) = \left[w^2\sigma^2_y + (1-w)^2\sigma^2_g + 2w(1-w)\sigma_y\sigma_g \right]^{\frac{1}{2}}$$

Donde w es la ponderación del activo con riesgo en el portafolio. Derivando con respecto a w se tiene:

$$\frac{\partial E(Rp)}{\partial w} = E(Ry) - E(Rg)$$

$$\frac{\partial \sigma(Rp)}{\partial w} = \frac{1}{2} \left[w^2\sigma^2_y + (1-w)^2\sigma^2_g + 2w(1-w)\sigma_y\sigma_g \right]^{\frac{1}{2}} \left[2w\sigma^2_y + 2w\sigma^2_g - 2\sigma^2_g + 2\sigma_y\sigma_g - 4w\sigma_y\sigma_g \right]$$

En equilibrio $w=0$ y $\sigma(Rp)=\sigma(Rg)$, por tanto

$$\frac{\partial E(Rp)}{\partial w} \Big|_{w=0} = E(Ry) - E(Rg)$$

$$\frac{\partial \sigma(Rp)}{\partial w} \Big|_{w=0} = \frac{\sigma_y\sigma_g - \sigma^2_g}{\sigma_g}$$

Por lo que la pendiente en el punto de equilibrio es:

$$\frac{\partial E(Rp)}{\partial \sigma(Rp)} = \frac{E(Ry) - E(Rg)}{\frac{\sigma_y\sigma_g - \sigma^2_g}{\sigma_g}}$$

En el punto de equilibrio, las pendientes de la frontera eficiente y la Recta del Mercado de Capitales son iguales. Para el caso de un activo riesgoso i , se tiene:

$$\frac{E(Rg) - R_z}{\sigma_g} = \frac{E(Ri) - E(Rg)}{\frac{\sigma_{yg} - \sigma_g^2}{\sigma_g}}$$

Donde R_z es el retorno del activo libre de riesgo. Despejando para $E(Ri)$, se tiene:

$$E(Ri) = R_z + [E(Rg) - R_z] \frac{\sigma_{ig}}{\sigma_g^2} \quad \text{Similar a la ecuación (7).}$$

ANEXO 2

Tabla A1

Dependent Variable: LDOL

Method: Least Squares

Sample: 1989:03 2001:09

Included observations: 151

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C | -0.001567 | 0.025725 | -0.060923 | 0.9515 |
| DLTC | 3.252568 | 1.047397 | 3.105382 | 0.0023 |
| SIGMA | 310.7541 | 134.2291 | 2.315103 | 0.0220 |
| LDOL(-1) | 0.741152 | 0.079258 | 9.351124 | 0.0000 |
| LDOL(-2) | 0.225882 | 0.079309 | 2.848138 | 0.0050 |
| D1 | -0.147012 | 0.039789 | -3.694786 | 0.0003 |
| R-squared | 0.935065 | Mean dependent var | | 0.819026 |
| Adjusted R-squared | 0.932826 | S.D. dependent var | | 0.202214 |
| S.E. of regression | 0.052410 | Akaike info criterion | | -3.020523 |
| Sum squared resid | 0.398284 | Schwarz criterion | | -2.900631 |
| Log likelihood | 234.0495 | F-statistic | | 417.6016 |
| Durbin-Watson stat | 2.095967 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

Tabla A2

Test de Normalidad

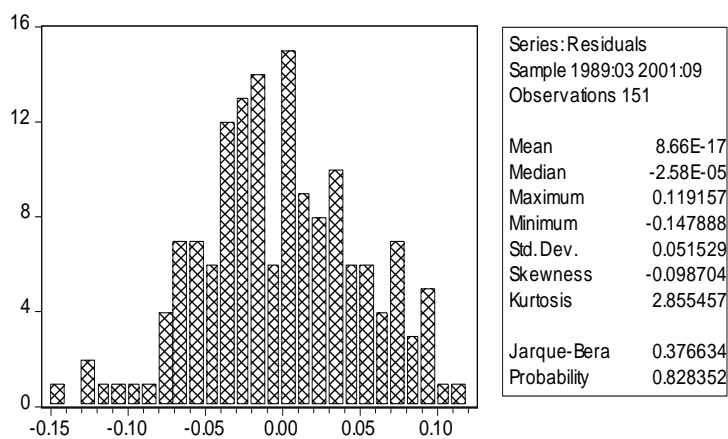


Tabla A3

Test de Autocorrelación

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|-------------|----------|
| F-statistic | 1.246651 | Probability | 0.286326 |
| Obs*R-squared | 7.710719 | Probability | 0.260072 |

Tabla A4

Test de Heteroscedasticidad

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|-------------|----------|
| F-statistic | 0.301732 | Probability | 0.973188 |
| Obs*R-squared | 2.853227 | Probability | 0.969831 |

Tabla A5

Test ARCH

ARCH Test:

| | | | |
|---------------|----------|-------------|----------|
| F-statistic | 0.108394 | Probability | 0.742446 |
| Obs*R-squared | 0.109778 | Probability | 0.740397 |

Tabla A6

Test RESET

Ramsey RESET Test:

| | | | |
|----------------------|----------|-------------|----------|
| F-statistic | 0.117895 | Probability | 0.731829 |
| Log likelihood ratio | 0.123576 | Probability | 0.725188 |

Gráfico A1
Test CUSUM

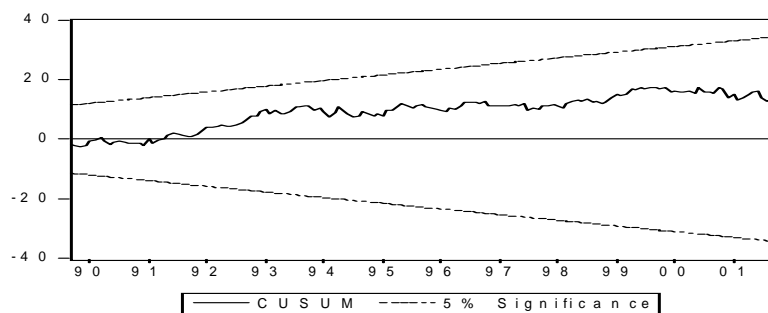


Gráfico A2
Test CUSUM de los cuadrados

