

monetaria

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

VOLUMEN XXX, NÚMERO 2, ABRIL-JUNIO

2007

CEMLA

ASAMBLEA

Bancos Centrales Asociados (*vox et votum*) y Miembros Colaboradores (*vox*)

JUNTA DE GOBIERNO, 2007-2009

Presidente: Banco Central de Reserva del Perú □ **Miembros:** Banco Central de la República de Argentina □ Banco Central de Brasil □ Banco Central de Honduras □ Banco de Jamaica □ Banco de México (permanente) □ Banco Central de Venezuela.

AUDITORÍA EXTERNA

Banco de México

PERSONAL DIRECTIVO

Director General: Kenneth Coates □
Subdirector General: José-Linaldo Gomes de Aguiar □ *Coordinadora Institucional de Capacitación:* Jimena Carretero Gordon □ *Coordinador Institucional de Programas y Reuniones Técnicas de Banca Central:* Fernando Sánchez Cuadros □ *Coordinadora Institucional de Servicios de Información (a. i.):* Ana-Laura Sibaja Jiménez □ *Coordinador Institucional de Administración y Finanzas:* Javier Granquillhome Morfin.

monetaria es una publicación trimestral del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, Durango n° 54, México, D. F., 06700. ISSN 0185 1136.

monetaria

VOLUMEN XXX, NÚMERO 2, ABRIL-JUNIO DE 2007

Carlos Montoro
Eduardo Moreno

107 Regla fiscal estructural y el ciclo del producto

Henry Vargas Campos
Jacqueline Zamora Bolaños

133 Proyección de inflación en una economía pequeña y abierta usando modelos de estado-espacio con cambio de régimen: caso de Costa Rica

Bernardo X. Fernández Tellería

167 Dollarization hysteresis, network externalities and the “past legacy” effect: the case of Bolivia

Los trabajos firmados son responsabilidad de los autores y no coinciden necesariamente con el criterio del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.

Carlos Montoro
Eduardo Moreno

Regla fiscal estructural y el ciclo del producto

I. INTRODUCCIÓN

En este documento se analizan algunos aspectos del diseño de reglas de política fiscal en el contexto de un modelo macroeconómico neoclásico simple. En particular se evalúa el impacto sobre la volatilidad macroeconómica, medida por la varianza del producto, de pasar de una regla basada en metas al déficit convencional a una regla basada en el déficit estructural o ajustado por el ciclo económico.

El estudio del diseño de reglas de la política fiscal es relevante puesto que un grupo importante de países tanto desarrollados como emergentes han optado por esquemas de este tipo.

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el presente trabajo de C. Montoro y E. Moreno, funcionarios del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). Los autores agradecen los comentarios de Jorge Estrella y Vicente Tuesta y de los participantes en: "Seminario de Política Fiscal Contracíclica: Reglas e Instituciones" (Ministerio de Economía-Corporación Andina de Fomento), el "XXIV Encuentro de Economistas del BCRP", y la "XI Reunión de la Red de Investigadores de Banca Central del Continente Americano", auspiciada por el Banco Central de la República Argentina y el CEMLA, celebrada en Buenos Aires, del 22 al 24 de noviembre de 2006. Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los de los autores y no reflejan necesariamente la posición del BCRP.

Los ejemplos más notables son las reglas del Pacto de Estabilidad y Crecimiento en la Eurozona (límite al déficit de 3% del PIB y de 60% del PIB para la deuda) y el “Freno de Deuda” utilizado en Suiza (límite nulo para el déficit estructural), entre otros. Entre los países de la región, Brasil, Perú y Chile cuentan con reglas fiscales de diverso tipo. La creciente popularidad de las reglas fiscales se explica en parte porque son vistas como una posible solución a los sesgos al déficit y acumulación excesiva de deuda pública presentes en un manejo discrecional de los instrumentos fiscales.¹

Desde un punto de vista teórico, es además relevante analizar las implicaciones del uso de estas reglas para el equilibrio de la economía. Este análisis es informativo respecto a la forma en que pueden diseñarse los ajustes en los instrumentos fiscales, de modo que se asegure la sostenibilidad de la deuda y la estabilidad del sistema. Además, si bien el modelo utilizado en este trabajo se basa en los estudios de Baxter y King (1993), Gali (1994), Ludvigson (1996), y Guo y Harrison (2004), el interés de este artículo no es derivar la respuesta de la economía a choques no esperados en los instrumentos fiscales, como se hace en los estudios citados. Nuestro interés es derivar el efecto de cambios en la parte sistemática (regla) de la formulación de la política fiscal, en particular sobre la volatilidad de la economía.²

Encontramos que en un modelo de economía cerrada calibrado para replicar algunas características de la economía peruana (estructura del gasto agregado y varianzas relativas de sus componentes) en el que se incorporan tanto choques de oferta como de demanda, una regla de resultado económico estructural domina en términos de la varianza del PIB a una regla de déficit económico convencional. Ello se explica porque una regla estructural origina una respuesta anticíclica de la política fiscal a choques económicos y reduce a su vez la varianza del gasto público, ya que éste no tiene que ajustarse ante perturbaciones en los ingresos fiscales para obtener una meta de déficit dada. En términos de los componentes de la demanda agregada, el supuesto de economía cerrada implica que la varianza del consumo privado aumenta con las reglas estructurales. Ello se

¹ Drazen (2004) presenta un resumen de los argumentos de inconsistencia temporal y economía política que originan estos sesgos.

² Cabe mencionar que este documento se concentra en reglas fiscales implementables, a diferencia de otros autores como Chari, Christiano y Kehoe (1994) y Schmitt-Grohé y Uribe (2006a, 2006b) que concentran el análisis de la política fiscal derivando secuencias óptimas de instrumentos fiscales que resuelven un problema dinámico de Ramsey.

eliminaría en un modelo de pequeña economía abierta en el se obtendría una mayor varianza en la cuenta corriente.

De otro lado, mediante el análisis de la determinación del equilibrio del modelo se encontró que, cuando en estado estacionario la tasa de crecimiento es menor que la tasa de interés de la deuda, es necesario racionalizar una regla tipo "Taylor" para el gasto público. Bajo esta regla, el gasto no financiero debe reducirse en una proporción mayor que uno por aumentos en los gastos financieros, para que la razón deuda/producto se comporte de forma estacionaria.

El resto del trabajo se divide en cuatro secciones. La siguiente sección presenta como ejemplo motivador el uso de las reglas fiscales en el Perú. La sección tres presenta el modelo utilizado y la sección cuatro contiene el análisis de estabilidad y los principales resultados de este estudio. En la última sección se presentan las limitaciones del análisis, la agenda de trabajo pendiente y algunas implicaciones de política a manera de conclusión.

II. REGLAS FISCALES EN EL PERÚ

En el caso del Perú, luego de las reformas de principios de los noventa el déficit fiscal se redujo sustancialmente obteniéndose un pequeño superávit en 1997. Asimismo, la deuda pública que a principios de la década fluctuaba alrededor del 70% del PIB se redujo a la mitad hacia 1997, en parte debido al mayor crecimiento y también por la renegociación con los acreedores internacionales del Perú. No obstante, el impacto de choques adversos en el financiamiento externo a fines de los años noventa redujeron el crecimiento y deterioraron las cuentas fiscales, lo que originó un incremento de 11 puntos porcentuales en la razón de deuda a PIB entre 1997 y 1999 (alcanzando el 47% del PIB). Este contexto motivó la implantación de reglas fiscales con el fin institucionalizar un manejo responsable de las finanzas públicas y moderar el incremento de la deuda para evitar situaciones de insolvencia como las que enfrentó el país a fines de los años ochenta.

La regla fiscal introducida en diciembre de 1999 (mediante la Ley de Responsabilidad y Transparencia Fiscal) corresponde a la combinación de un límite al déficit fiscal y un límite al crecimiento real del gasto público no financiero, así como reglas para limitar el endeudamiento de los gobiernos subnacionales. Esta forma de la regla fiscal incorpora un mecanismo parcialmente anticíclico, en la medida que en los períodos de auge el fisco no

CUADRO 1. PERÚ: REGLAS MACROFISCALES DE LA LEY DE RESPONSABILIDAD Y TRANSPARENCIA FISCAL, 2000-2006 (en porcentajes)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
I. Reglas							
Reglas generales							
Déficit sector público (% del PIB)	2.0	1.5	1.0	2.0	1.5	1.0	1.0
% real GNF Gobierno General	2.0	2.0	2.0	3.0	3.0	3.0	3.0
II. Ejecución							
Reglas generales							
Déficit sector público (% del PIB)	3.3	2.5	2.2	1.7	1.0	0.3	-2.0
% real GNF Gobierno General	1.2	-4.3	2.3	3.5	1.9	8.3	2.5

FUENTE: elaboración propia.

podría gastar toda la recaudación adicional generada por el mayor crecimiento. En el evento de una recesión, la regla contempla cláusulas de escape que permiten aumentar el déficit por encima del límite, lo que evitaría contracciones fiscales en períodos de bajo crecimiento.

El registro de la aplicación de esta norma muestra que su cumplimiento ha sido parcial. En períodos de menor crecimiento (2000-2002) el límite al déficit ha sido incumplido, mientras que en períodos de mayor crecimiento (2003 y 2005) el fisco ha incrementado el gasto por encima del límite de la regla. De otro lado, los límites numéricos tanto para el déficit como para el gasto público han cambiado en el tiempo, tal como se aprecia en el cuadro 1.

Estos cambios e incumplimientos de la regla aplicada en Perú han reducido sus propiedades anticíclicas e hicieron que en la práctica la regla se parezca a una regla de déficit convencional, lo que indica la relevancia del análisis de las reglas simples contenido en este artículo.³

III. EL MODELO

En esta sección se presenta un modelo muy simple de equilibrio

³ Recientemente se ha aprobado una nueva modificación a la Ley de Responsabilidad y Transparencia Fiscal: ahora el límite al crecimiento del gasto público ya no se aplicará sobre el gasto no financiero del gobierno general sino solo sobre el gasto de consumo del gobierno central. Esto significa que en períodos de bonanza el gobierno puede aumentar el gasto de capital hasta alcanzar el límite de 1% previsto en la Ley, lo que elimina *de jure* el mecanismo contracíclico que tenía la regla fiscal original y hace que en la práctica ésta sea equivalente a una regla de déficit.

general neoclásico que incorpora gastos y deuda del gobierno. El experimento de política a considerar es el efecto dinámico sobre la varianza del producto de reglas fiscales alternativas basadas en una regla de déficit convencional y una regla de déficit estructural.

Seguimos muy de cerca a Baxter y King (1993), el cual incorpora las principales características necesarias para analizar política fiscal en equilibrio general. En dicho modelo la oferta laboral es variable y hay acumulación de capital. Nosotros incorporamos además la acumulación de deuda por parte del gobierno y crecimiento económico por desarrollo tecnológico. Estas variables son importantes para analizar las implicaciones de la política fiscal y la dinámica de la deuda pública sobre la volatilidad del producto.

1. Preferencias

El agente representativo tiene un horizonte de planeamiento infinito y tiene preferencias sobre las secuencias de consumo, trabajo y gasto público a lo largo de su vida. Este agente maximiza a lo largo del tiempo su utilidad esperada, que tiene la forma:

$$(1) \quad U = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s u_{t+s}$$

el flujo de utilidad de cada período es descontado por el factor $\beta < 1$, además:

$$(2) \quad u_t = \exp(v_t) \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \zeta \frac{N_t^{1+\eta}}{1+\eta} + \Gamma(G_t)$$

La utilidad depende positivamente de bienes de consumo producidos por el sector privado (C_t) y por el sector público (G_t), y negativamente del trabajo (N_t). v_t es un choque a las preferencias hacia el consumo privado, un incremento en v_t indica mayor demanda de bienes de consumo.⁴ σ es la inversa de la elasticidad de sustitución intertemporal y η es la inversa de la elasticidad de la oferta de trabajo.⁵ Al igual que Baxter y

⁴ Se asume que v_t sigue un proceso autorregresivo de primer orden:

$$v_t = \rho_v v_{t-1} + \varepsilon_{v,t}$$

donde $\varepsilon_{v,t}$ es una secuencia de variables aleatorias independientes con distribución $N(0, \sigma_v^2)$.

⁵ En la parametrización necesitamos que $\sigma = 1$ para obtener una senda de crecimiento balanceado, al igual que en King, Plosser y Rebelo (1988a).

King (1993), incluimos una función no-decreciente Γ para capturar los efectos del gasto público en la utilidad de los individuos, por ejemplo, el efecto de gastos en defensa. Estos gastos no afectan directamente la producción privada ni las decisiones de consumo de los individuos, debido a que se incluyen en forma aditiva en la función de utilidad.

2. Tecnología

La tecnología disponible se resume en una función de producción del tipo Cobb-Douglas con retornos a escala constantes, como señalamos en la ecuación (3):

$$(3) \quad Y_t = K_{t-1}^\alpha (A_t N_t)^{1-\alpha}$$

donde $0 < \alpha < 1$, Y_t es el producto, N_t es el trabajo, K_{t-1} el capital privado al final del período $t-1$, A_t representa el nivel de la tecnología, el cual es exógeno y afecta la productividad del trabajo (*labor augmenting*).⁶ Se asume que la tecnología esta compuesta por un componente determinístico, así como por uno exógeno, de la forma que se señala en la siguiente ecuación:

$$A_t = \Lambda_t \exp(a_t)$$

donde Λ_t es el componente determinístico que crece a una tasa bruta de $\bar{\gamma} > 1$:

$$\Lambda_t = \bar{\gamma} \Lambda_{t-1}$$

y a_t es el componente estocástico, el cual sigue un proceso autorregresivo de primer orden:

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \epsilon_{a,t}$$

donde $\epsilon_{a,t}$ es una secuencia de variables aleatorias independientes con distribución $N(0, \sigma_a^2)$. Nótese que en este modelo la tasa bruta de crecimiento de largo plazo es constante e igual a $\bar{\gamma}$.

El capital privado evoluciona de acuerdo a:

$$(4) \quad K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + I_t$$

donde I_t es la inversión bruta y δ es la tasa de depreciación.

⁶ Una condición para que el modelo tenga una senda de crecimiento balanceado es que el progreso técnico sea *labor augmenting*.

3. Restricciones presupuestarias

En cada período el agente representativo enfrenta la siguiente restricción presupuestaria:

$$(5) \quad C_t + I_t + B_t \leq (1 - \tau)Y_t + T_t + R_t B_{t-1}$$

donde τ denota la tasa impositiva sobre el producto, la cual es fija en el tiempo.⁷ Esta tasa se puede interpretar también como una tasa uniforme a la renta del capital y del trabajo. T_t son transferencias de suma alzada del gobierno. B_t es el saldo de bonos del agente representativo a fin del período t y R_t es la tasa de interés bruta.

De manera similar, la restricción presupuestaria del gobierno es la siguiente:

$$(6) \quad G_t + T_t + R_t D_{t-1} \leq \tau Y_t + D_t$$

donde D_t es el saldo de deuda pública a fin de período. El lado izquierdo de la expresión son los usos de fondos, que corresponden al gasto en bienes públicos, el pago de transferencias y pago de amortización e intereses de la deuda. Las fuentes de fondos son los ingresos por impuestos y la emisión de nueva deuda.

Como la economía es cerrada y los únicos agentes son el consumidor-productor y el gobierno, la posición neta de activos debe ser cero:

$$(7) \quad B_t - D_t = 0$$

Luego de juntar las restricciones presupuestarias del agente representativo (5) y el gobierno (6) con la de la posición neta de deuda (7), tenemos la restricción total de recursos de la economía.

$$(8) \quad C_t + I_t + G_t \leq Y_t$$

La cual se cumple con igualdad dadas las condiciones de la función de utilidad que garantizan no-saciación en el consumo.⁸

⁷ En el modelo asumimos que la tasa impositiva es fija en el tiempo, mientras que el gasto se ajusta cada período. Este supuesto se acerca a la observación que las tasas impositivas son cambiadas con menor frecuencia que el nivel de gasto público.

⁸ Ello es así porque la función de utilidad propuesta cumple con $u'(c) > 0$ y $\Gamma'(g) > 0$ para todo c y g .

4. Reglas fiscales

En el análisis comparamos los efectos sobre la volatilidad macroeconómica de 2 tipos de reglas fiscales, las cuales toman la forma de reglas de gasto público. Estas reglas se basan en la definición del déficit convencional y en la definición del déficit estructural. La primera toma en cuenta una medida del déficit considerando la situación actual del producto, mientras que la segunda considera la situación de la economía sobre su senda de crecimiento balanceado. Es decir, el déficit estructural elimina los efectos cíclicos del producto sobre el déficit.

Por simplicidad asumimos (en ambas reglas) que las transferencias se mantienen como proporción constante sobre el producto en la senda de crecimiento balanceado (\bar{Y}_t), y todo el ajuste se da sobre el consumo e inversión públicos G_t .⁹

$$(9) \quad T_t = \theta_r \bar{Y}_t = \bar{T}_t$$

La primera regla, la del déficit económico convencional, se define como aquella que condiciona la evolución del gasto público a mantener una razón de deuda sobre el producto constante. Esta regla (Regla I) tiene la siguiente forma:

$$G_t = \tau Y_t - \bar{T}_t - (R_t - \gamma_t) D_{t-1}$$

donde $\gamma_t \equiv y_t / y_{t-1}$.¹⁰ Esta regla origina que el déficit económico en términos del producto medido de forma convencional se mantenga en equilibrio en todos los períodos, siendo igual a su valor de estado estacionario.¹¹ Según esta regla, un aumento en

⁹ Las transferencias del sector público y el sistema tributario tienen un rol redistributivo entre los agentes económicos. Sin embargo, en este modelo simple sólo hay un agente representativo, por lo que las transferencias y los impuestos no cumplen ese rol. Las transferencias se incluyeron en el modelo para obtener una composición de la demanda agregada más cercana a los datos del Perú.

¹⁰ Formalmente, si $D_t/Y_t = D_{t-1}/Y_{t-1}$ entonces $D_t = (Y_t/Y_{t-1})D_{t-1} = \gamma_t D_{t-1}$. Reemplazando esta expresión en la restricción presupuestaria evaluada con igualdad (ecuación 6), se obtiene la regla de gasto I.

¹¹ En la práctica, en algunos países que han llevado una regla de déficit convencional, como en el caso del Perú, han considerado una versión de la regla que mantenga un déficit económico no mayor de una meta en porcentaje del PIB. La cual tiene la siguiente forma:

$$G_t = \tau Y_t - \bar{T}_t - (R_t - 1) D_{t-1} + [\text{Meta de Déficit (\%PIB)}] Y_t$$

La regla I corresponde a una regla de meta de déficit, tal que la razón de deuda/PIB de estado estacionario y la meta de déficit son consistentes entre si, esto es: Meta de Déficit (%PIB) $\equiv (\gamma_t - 1 / \gamma_t) \bar{D} / \bar{Y}$.

la recaudación permite un aumento proporcional en el gasto público, mientras que un aumento en los gastos financieros (corrregidos por la tasa de crecimiento) implica una reducción en la misma magnitud del gasto público.

Por otro lado, la segunda regla (Regla II) está basada en el déficit económico estructural considera un déficit tal que el producto se encuentra sobre su senda de crecimiento balanceado:

$$G_t = \tau \bar{Y}_t - \bar{T}_t - (R_t - \gamma_t) D_{t-1}$$

Esta regla elimina los efectos cíclicos del producto sobre la recaudación de impuestos. Por ello, un aumento del producto sobre su tendencia originaria un aumento en los ingresos sin un incremento en el gasto público, con la consiguiente reducción de la deuda pública. Todo ingreso extraordinario por la recaudación tributaria debido a la fase expansiva del ciclo es ahorrado para cuando el producto se encuentre en su fase recesiva.

Como mostramos en la siguiente sección, bajo esta regla de gasto basada en el déficit económico estructural la deuda pública como porcentaje del PIB no puede tener un valor constante de equilibrio estacionario. Es decir, bajo esta regla la deuda pública sigue un comportamiento explosivo en relación con el producto, por lo que ante cualquier choque la razón deuda/PIB puede converger a cero o hacia infinito. Una forma de eliminar ese problema es modificar la regla fiscal considerando además ajustes con respecto a los gastos financieros, de la siguiente forma:

$$(10) G_t = (1 - \lambda_y) \tau \bar{Y}_t + \lambda_y \tau Y_t - \left[(1 - \lambda_r) (\bar{R} - \bar{\gamma}) \bar{D}_{t-1} + \lambda_r (R_t - \gamma_t) D_{t-1} \right]$$

donde λ_r controla el ajuste del gasto público a cambios transitorios en el pago de intereses. $\lambda_r = 0$, no ajusta el gasto ante cambios transitorios en los pagos de interés, mientras que un coeficiente $\lambda_r > 1$ indicaría un ajuste en el gasto público más que proporcional a fluctuaciones en el pago de intereses.¹² El coeficiente λ_y define el grado de ajuste del gasto público a cambios transitorios en la recaudación. La regla es estructural cuando $\lambda_y = 0$, el gasto no se ajusta ante cambios cíclicos en el producto, y la regla se encuentra definida sobre el déficit convencional cuando $\lambda_y = 1$. Por otro lado, un coeficiente $\lambda_y > 1$ indicaría un ajuste mayor que 1 ante un cambio transitorio en la recaudación.

¹² Cabe mencionar que una regla con $\lambda_r = 0$ mantiene el déficit primario igual al de estado estacionario, siendo este igual a $(\bar{\gamma} - \bar{R}) \bar{D}_{t-1}$ en todos los períodos.

5. Equilibrio macroeconómico

Dadas las condiciones iniciales de la economía, resumidas por (K_{t-1}, D_{t-1}) , el equilibrio competitivo esta definido por una secuencia de cantidades y precios consistentes con las ecuaciones (3)-(10) y que satisfacen el problema de maximización del agente representativo. Los detalles del proceso de optimización se encuentran en el apéndice. Las siguientes condiciones de primer orden son:

La condición de primer orden respecto al saldo de bonos nos da la secuencia óptima de consumo, también conocida como la ecuación de Euler:

$$(11) \quad E_t \left[\beta \frac{\exp(v_{t+1}) C_{t+1}^{-\sigma}}{\exp(v_t) C_t^{-\sigma}} R_{t+1} \right] = 1$$

La condición de primer orden respecto al trabajo presenta la secuencia óptima de trabajo. Esta secuencia satisface que la tasa marginal de sustitución entre trabajo y consumo es igual a la productividad marginal del trabajo, neta del pago de impuestos:

$$(12) \quad \zeta \exp(-v_t) C_t^\sigma N_t^\eta = (1 - \alpha)(1 - \tau) \frac{Y_t}{N_t}$$

Similarmente, de la condición de primer orden respecto al capital, la tasa de interés bruta es igual a la productividad marginal del capital:

$$(13) \quad R_t = \alpha(1 - \tau) \frac{Y_t}{K_{t-1}} + (1 - \delta)$$

6. Aproximación log-lineal del modelo

El modelo propuesto es no-lineal. Por eso, para obtener una solución aproximada, se trabajara con una expansión de Taylor de primer orden log-lineal alrededor del estado estacionario determinístico del modelo original. Ello requiere transformar todas las variables no-estacionarias en estacionarias de modo que el modelo presente un estado estacionario bien definido. Con este fin dividimos todas las variables (con excepción de N_t y R_t) por Λ_{t-1} . Las variables transformadas las denotamos con \bar{X}_t , esto es: $\bar{X}_t = X_t / \Lambda_t$. Similarmente, el estado estacionario de estas variables transformadas esta definido con $\bar{X} \equiv \bar{X}_t / \Lambda_t$, donde \bar{X}_t corresponde a variables en la senda de crecimiento

balanceado. El detalle del estado estacionario del modelo se puede ver en el apéndice.

Procedemos a log-linearizar las ecuaciones del modelo con respecto a las variables estacionarias transformadas \hat{X}_t . Variables en minúsculas corresponden a la log-linearización de estas variables, por ejemplo $x_t = \log \hat{X}_t - \log \bar{X}$. El sistema lineal así obtenido esta compuesto por 10 ecuaciones para 8 variables endógenas $\{n_t, y_t, k_t, c_t, i_t, r_t, d_t, g_t\}_{t=0}^{\infty}$ y 2 variables exógenas (chocques) $\{a_t, v_t\}_{t=0}^{\infty}$. Hemos definido $\theta_x = \bar{X}/\bar{Y}$ como la razón de la variable X_t con respecto al producto en estado estacionario. Las ecuaciones que definen las variables endógenas son las señaladas en el cuadro 2:

CUADRO 2. ECUACIONES LOG-LINEALES DEL MODELO

La función de producción

$$y_t = (1 - \alpha)a_t + \alpha k_{t-1} + (1 - \alpha)n_t \quad (i)$$

La demanda agregada

$$y_t = \theta_c c_t + \theta_g g_t + \theta_i i_t \quad (ii)$$

La demanda por inversión

$$i_t = (\theta_k / \theta_i) \{k_t - [(1 - \delta) / \bar{\gamma}] k_{t-1}\} \quad (iii)$$

La demanda por consumo (ecuación de Euler)

$$c_t - E_t c_{t+1} = -(1/\sigma) r_{t+1} + (v_t - v_{t+1}) \quad (iv)$$

El equilibrio del mercado de trabajo

$$\sigma c_t + \eta n_t - v_t = y_t - n_t \quad (v)$$

El equilibrio en el mercado de capitales (la tasa de interés)

$$r_t = [\gamma - \beta(1 - \delta) / \gamma] (y_t - k_{t-1}) \quad (vi)$$

La restricción presupuestaria del gobierno

$$\theta_d [d_t - (\bar{R} / \bar{\gamma}) d_{t-1}] = \theta_g g_t + \theta_d (\bar{R} / \bar{\gamma}) r_t - \tau y_t \quad (vii)$$

La regla fiscal

$$\theta_g g_t = \lambda_y \tau y_t - \lambda_r (\theta_d / \bar{\gamma}) [(\bar{R} - \bar{\gamma}) d_{t-1} + \bar{R} r_t - \bar{\gamma} \hat{\gamma}_t] \quad (viii)$$

donde $\hat{\gamma}_t = y_t - y_{t-1}$ y λ_c y λ_p son definidos previamente.

IV. EFECTOS MACROECONÓMICOS DE LAS REGLAS FISCALES

En esta sección resolvemos el modelo presentado en la sección previa para las distintas reglas fiscales. En la segunda subsección analizamos las condiciones bajo las cuales las reglas fiscales de la sección III satisfacen la estabilidad del modelo. En la tercera subsección resolvemos el modelo bajo las reglas fiscales alternativas y analizamos sus efectos sobre la dinámica y la volatilidad

macroeconómica. Consideramos además una extensión del modelo, en línea con Baxter y King (1993), en la cual introducimos inversión pública y analizamos los efectos cuando las reglas fiscales se basan en ajustar la inversión pública en lugar del gasto corriente.

1. Calibración

El objetivo del modelo es analizar los efectos de un cambio de regla fiscal en una economía como la peruana. Por ello se han considerado en la calibración del modelo tanto la composición promedio de la demanda agregada de Perú como la volatilidad de sus componentes. La calibración utilizada es la señalada en el cuadro 3.

Utilizamos como modelo base la regla de déficit económico convencional, debido a que es la regla más parecida a la que ha seguido el Perú según la “Ley de Responsabilidad y Transparencia

CUADRO 3. CALIBRACIÓN

I. Modelo base con Gasto Corriente de Gobierno

A. Preferencias

$\beta = 0.99$, implica una tasa de interés real de 4% al año

$\sigma = 1$, requisito para tener senda de crecimiento balanceado, KPR (1988a)

$\eta = 1$, estándar en la literatura de ciclos económicos reales

B. Función de producción

$\gamma = 1.0125$, implica una tasa de crecimiento anual de 5%, promedio para Perú (1994-2005)

$\delta = 0.025$, implica una tasa de depreciación anual de 10%

$\alpha = 0.60$, promedio de estimaciones para Perú (Ver Carranza *et al.*, 2004)

C. Sector privado

$\theta_c = 0.71$, promedio Perú, 1994-2005

$\theta_i = 0.16$, consistente con la fracción del consumo y gasto de gobierno

D. Gobierno

$\tau = 0.18$, promedio presión tributaria Perú, 1994-2005

$\theta_g = 0.13$, promedio Perú, 1994-2005

$\theta_d = 1.4$, consistente con la razón deuda/PIB anual promedio de 0.35

$\theta_T = 0.0502$, consistente con el resto de la parametrización

E. Choques

$\rho_a = 0.95$, $\sigma_a = 0.0023$, $\rho_v = 0.05$, $\sigma_v = 0.01$

Ajusta volatilidad del modelo base a datos de Perú, 1994-2005

II. Modelo con gasto inversión pública (ver apéndice)

$\alpha^G = 0.15$, tal que $\alpha^G / \alpha = \theta_i^G / \theta_i$

$\theta_i^G = 0.04$, $\theta_c^G = 0.09$, promedio Perú, 1994-2005

$\lambda_g = 0.58$, consistente con volatilidad relativa consumo/inversión pública

Fiscal”, y analizamos los efectos macroeconómicos de usar la regla estructural alternativa. La calibración de los choques de demanda y de oferta están hechos para que la volatilidad de los componentes de la demanda agregada del modelo base sea cercana a la observada en el Perú durante 1994-2005. Los resultados de la calibración en el modelo base se muestran en el cuadro 4.

CUADRO 4. PERÚ: VOLATILIDAD DEL CICLO, 1994-2005 (datos trimestrales)

	<i>Datos</i> ^a		<i>Modelo base (Regla 1)</i> ^b	
	<i>Desviación estándar</i> (σ_x)	<i>Volatilidad relativa del PIB</i> (σ_x / σ_y)	<i>Desviación estándar</i> (σ_x)	<i>Volatilidad relativa del PIB</i> (σ_x / σ_y)
PIB	0.019	1.000	0.019	1.000
Consumo privado	0.018	0.936	0.019	0.970
Consumo público	0.031	1.587	0.028	1.444
Inversión privada	0.076	3.670	0.047	2.424

^a Obtenido de Castillo, Montoso y Tuesta (2006). ^b Elaboración propia.

2. Estabilidad del modelo

Las reglas fiscales sobre el gasto público presentadas en la sección III tienen consecuencias sobre la senda de la deuda pública del modelo. Para poder resolver el modelo es importante que la deuda pública tenga un comportamiento estacionario. Es decir, que no tenga comportamiento explosivo en relación con el producto. Si existiera un comportamiento explosivo de la deuda no se estaría cumpliendo la condición de transversalidad del agente representativo, por lo que dichas reglas no serían consistentes con el equilibrio de la economía en el largo plazo.

En esta subsección analizamos las condiciones bajo las cuales dichas reglas mantienen la estabilidad del modelo. Estas condiciones son un indicador de la aplicabilidad de las reglas en la práctica, y son importantes pues indican si la deuda pública tiene un comportamiento sostenible en el largo plazo.

La dinámica de la deuda se puede analizar en la siguiente ecuación:

$$\theta_d [d_t - \{1 + (1 - \lambda_r) \left(\frac{\bar{R} - \bar{Y}}{\bar{Y}} \right)\} d_{t-1}] = -(1 - \lambda_y) \tau y_t + (1 - \lambda_r) \frac{\theta_d}{\bar{Y}} \bar{R} r_t + \lambda_r \theta_d \hat{y}_t$$

La cual proviene de reemplazar el gasto de gobierno de la regla fiscal (*viii*) en la restricción presupuestaria del gobierno

(vii), en sus versiones log-lineales. Esta expresión es una ecuación en diferencia para d_t , en función de las variables y_t y r_t . Una forma sencilla de analizar la estabilidad del modelo es considerar que y_t y r_t en equilibrio no dependen de d_t .

Resultado: bajo el supuesto que y_t y r_t no dependen de d_{t-1} , la deuda pública mantiene un patrón estable si:

$$\left| 1 + (1 - \lambda_r) \left(\frac{\bar{R} - \bar{\gamma}}{\bar{\gamma}} \right) \right| < 1$$

Lo cual es cierto cuando $\lambda_r > 1$ si en estado estacionario la tasa de interés es mayor que la tasa de crecimiento ($\bar{R} > \bar{\gamma}$), o en caso contrario cuando $\lambda_r < 1$ si $\bar{R} < \bar{\gamma}$. De esta parte se puede concluir que elementos importantes para la estabilidad de la deuda pública (y del modelo) son los parámetros de política y la relación entre la tasa de crecimiento y la tasa de interés de estado estacionario.

Sin embargo, en el modelo la dinámica de y_t y r_t sí dependen de la evolución de la deuda (d_t) lo que origina que la estabilidad de la deuda tenga que ser analizada en el contexto de equilibrio general. En el apéndice B se detallan las condiciones de estabilidad del modelo y a continuación presentamos resultados numéricos de aquellas condiciones.

La gráfica I muestra el área de estabilidad del modelo para el caso de una regla basada en el déficit convencional y otra en el déficit estructural. El área oscura muestra combinaciones de parámetros γ/\bar{R} y λ_r tal que el equilibrio es estable.^{13, 14}

La gráfica muestra que cuando la tasa de crecimiento es menor que la tasa de interés de estado estacionario, la regla de déficit convencional es estable para $\lambda_r \geq 1$. Sin embargo, en el caso de una regla estructural es necesario un ajuste mayor que uno ($\lambda_r > \bar{\lambda}_r > 1$).¹⁵ Es decir, cuando en el estado estacionario la tasa de crecimiento es menor que la tasa de interés, es necesario que el ajuste del gasto con respecto al interés de la deuda sea mayor que 1, bajo ambas reglas basadas en el déficit convencional y el estructural.

Bajo una regla estructural las fluctuaciones temporales en la recaudación generan ahorros (o desahorros) temporales de recursos, lo cual permite que se desacumule (o se acumule) deuda

¹³ El equilibrio es estable cuando las raíces características relacionadas al capital y a la deuda son menores que 1.

¹⁴ Nótese que en el modelo la razón $\bar{\gamma}/\bar{R}$ es igual al factor de descuento $\beta < 1$.

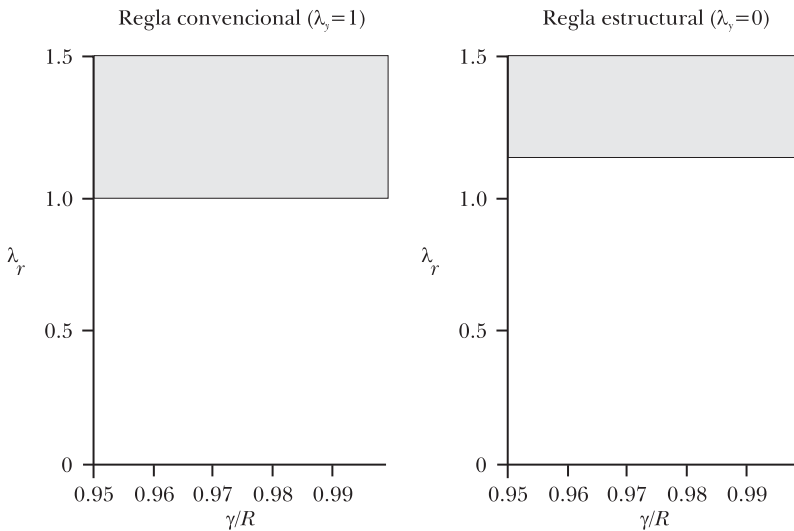
¹⁵ En nuestra calibración base, el umbral $\bar{\lambda}_r$ es alrededor de 1.15.

demasiado rápido.¹⁶ La recomendación es incluir un ajuste sobre la evolución de los gastos financieros mayor que uno para que se establezca la razón de deuda respecto al producto. En la práctica podemos racionalizar ambas reglas en una regla tipo “Taylor” para el gasto público, en donde las desviaciones del gasto público sobre la senda de crecimiento balanceado siguen:

$$\theta_g g_t = \lambda_y \tau y_t - \lambda_r \frac{\theta_d}{\gamma} [(\bar{R} - \bar{\gamma})d_{t-1} + \bar{R}r_t - \bar{\gamma} \hat{\gamma}_t]$$

donde λ_y indica el ajuste del gasto público respecto a la recaudación y λ_r respecto a los gastos financieros. En este caso, el principio de “Taylor” para la política fiscal sería: $\lambda_r \geq \bar{\lambda}_r \geq 1$, lo cual se debe cumplir con estricta desigualdad para el caso de una regla estructural.

GRÁFICA I. REGIÓN DE ESTABILIDAD DE LAS REGLAS FISCALES



FUENTE: elaboración propia.

3. Efectos en el ciclo económico

El cuadro 5 muestra los resultados de la volatilidad relativa del producto y sus componentes de aplicar una regla estructural respecto a una regla de déficit económico convencional. Las reglas de déficit estructural han sido calibradas para distintos

¹⁶ Lo cual generaría que la deuda converja a cero (o infinito) en un horizonte largo de tiempo.

valores de λ_r . Los resultados muestran que las reglas de déficit estructural producen una menor volatilidad en el producto que las reglas de déficit convencional. Además, el ajuste por gastos financieros produce una reducción aún mayor en la volatilidad del producto.

CUADRO 5. SIMULACIÓN: VOLATILIDAD RELATIVA DE REGLA ESTRUCTURAL/REGLA CONVENCIONAL

	$\lambda_r = 1.15$	$\lambda_r = 1.20$	$\lambda_r = 1.25$
PIB	0.89	0.85	0.83
Consumo privado	1.11	1.07	1.04
Consumo público	2.16	1.76	2.41
Inversión privada	1.03	1.11	1.28

FUENTE: elaboración propia.

Los efectos de una regla de déficit estructural se pueden ver también por los componentes de la demanda agregada. En este modelo la volatilidad del consumo y la inversión aumentan, lo cual proviene del supuesto de una economía cerrada. Con una regla estructural la deuda pública se vuelve más volátil, pues se acumulan los cambios en la recaudación debido a las fluctuaciones cíclicas del producto. En una expansión el sector público ahorra y en una recesión desahorra. Esto origina que el ahorro privado sea más volátil, por lo que el consumo y la inversión se hacen a su vez más volátiles. Este efecto sobre el consumo se eliminaría al considerar una economía abierta con integración financiera, pues en este caso la volatilidad de la deuda pública generaría mayor volatilidad en el ahorro de la cuenta corriente, disminuyendo la volatilidad del consumo.

Las reglas basadas en el déficit estructural reducen la volatilidad del producto porque la política fiscal se vuelve anticíclica. Por un lado, al estar la regla basada en el producto en su senda de crecimiento balanceado, el gasto público no varía ante cambios en la recaudación por el ciclo económico. Además, la recaudación de impuestos al ser proporcional al producto realiza su función de estabilizador automático, lo que disminuye la volatilidad del producto. En contraste, en una regla de déficit convencional una expansión del producto aumenta el límite del gasto, reduciendo el poder anticíclico de los impuestos, lo cual puede generar que la política fiscal sea inclusive pro-cíclica. Como se puede ver en el cuadro 6, la correlación del déficit primario cambia de ser positiva en la regla de déficit convencional a ser negativa en una regla estructural. Este efecto es

originado por el cambio en la correlación del gasto público, que produce en la regla estructural un comportamiento anticíclico del gasto público.

CUADRO 6. SIMULACIÓN: CORRELACIÓN CON EL PRODUCTO

	<i>Regla I</i> (déficit económico convencional)	<i>Regla II</i> ($\lambda_r = 1.5$) (déficit económico estructural)
Déficit primario	0.25	-0.29
Consumo privado	0.86	0.85
Consumo público	0.99	-0.20
Inversión privada	0.52	0.20

FUENTE: elaboración propia.

V. AGENDA DE INVESTIGACIÓN

Este estudio ha mostrado algunas ventajas de una regla estructural respecto a una regla basada en el resultado económico convencional. No obstante, el análisis se ha limitado a una economía cerrada sin política monetaria ni imperfecciones de mercado. Por ello es importante extender el modelo para considerar:

- Economía abierta: es necesario incorporar el impacto de choques en términos de intercambio, así como choques en la tasa de interés internacional.
- Política monetaria: es necesario incorporar la interrelación de las reglas fiscales consideradas con reglas de política monetaria. Con este fin el modelo debe ampliarse para considerar agentes formadores de precios (competencia monopolística) y alguna forma de rigidez nominal que de cabida a impactos reales ante choques en la política monetaria.
- Consumidores no optimizadores: una crítica a los modelos neoclásicos es que los datos parecen apoyar la idea que ante choques fiscales no esperados el consumo privado aumenta. El modelo neoclásico utilizado predice que el consumo cae ante un choque de gasto público debido al efecto riqueza negativo que afecta a los agentes. Sin embargo, el modelo puede ampliarse para considerar agentes con restricciones de liquidez que ajustan su consumo de acuerdo a los ingresos de cada período, por lo que no pueden suavizar la senda de su consumo. Esta modificación permitiría que en el modelo, al aumentar el PIB luego de un choque fiscal, la fracción del consumo privado

correspondiente a esta clase de consumidores aumente lo que haría que la respuesta agregada del consumo sea menos negativa (y eventualmente, positiva) ante un choque fiscal.

- Gasto público útil: en el modelo utilizado en este estudio el gasto público afecta las decisiones del sector privado en forma indirecta a través de la restricción presupuestal. En un modelo más realista el gasto del gobierno puede afectar la utilidad marginal del consumo y la productividad de los factores. El apéndice A. 4 discute brevemente una versión ampliada del modelo que considera capital público. No obstante el análisis completo de este tema excede el objetivo del presente trabajo.

Esperamos que el resultado principal del estudio, que una regla estructural reduce la volatilidad del PIB sea robusto a estas modificaciones del modelo debido principalmente a que el resultado se basa en la menor varianza de una de los componentes de la demanda agregada (el gasto del gobierno) lo que no cambiaría de incorporarse rigideces nominales, inflación y comercio internacional al modelo.

VI. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES DE POLÍTICA

En este trabajo se ha analizado, en un modelo neoclásico simple ampliado con variables de política fiscal, el impacto de reglas fiscales alternativas sobre la volatilidad de la economía. Estas reglas consisten en fijar metas al déficit en su versión convencional o estructural. Este ejercicio indica que:

- Las reglas con metas estructurales implican una menor varianza del PIB que las reglas con metas de déficit convencional.
- La volatilidad de la deuda pública aumenta con reglas estructurales, respecto a las reglas con metas al resultado convencional. Ello es así porque con una regla estructural los choques en el PIB ya no se trasladan al gasto público, por lo que tanto la varianza del déficit y de la deuda pública aumentan.
- Aumenta la volatilidad de la inversión privada y del consumo privado. La mayor varianza del consumo es reflejo del resultado anterior: con una regla estructural aumenta la varianza de la deuda, lo que implica que debe aumentar la volatilidad del ahorro privado en la economía cerrada analizada. Esta mayor

volatilidad del ahorro implica una mayor varianza para el consumo privado.

La reducción en la varianza del PIB está asociada al hecho que con una regla estructural el resultado fiscal se torna claramente procíclico (aumenta en los auges y se reduce en las recesiones) lo que indica que con esta regla operan los estabilizadores automáticos presentes en el sistema fiscal (en el modelo, la tasa proporcional de impuestos sobre los ingresos). Esto permite concluir que la regla estructural dota al manejo fiscal de un elemento contracíclico que está ausente en el caso de una regla basada en el resultado convencional.

Así, los resultados de este trabajo apoyan la idea las reglas fiscales basadas en el resultado ajustado por el ciclo (déficit estructural) pueden, en principio, ser superiores a reglas basadas en medidas convencionales del déficit fiscal, tanto en términos de la volatilidad macroeconómica como por la eliminación del sesgo procíclico en el manejo de las finanzas públicas. No obstante, los problemas de implementación práctica de una regla estructural pueden ser importantes, ya que dicha regla se basaría en magnitudes no observables como la brecha del PIB, la que tendría que ser estimada en tiempo real, y de parámetros cuya estimación estará sujeta a incertidumbre (elasticidad de los ingresos y gastos fiscales respecto del ciclo y de los términos de intercambio, en el caso de una economía abierta) lo que indica que un criterio de prudencia podría sugerir emplear la regla estructural como una guía para establecer resultados observables *ex ante* a los cuales se comprometería el fisco, de modo que sea fácil que los agentes evalúen *ex post* el cumplimiento de los mismos. El análisis formal de las implicaciones de estos problemas se encuentra fuera del alcance de este trabajo.

Apéndices

A. Ecuaciones del modelo

1. Problema de optimización

En este modelo el consumidor-productor elige secuencias de consumo, trabajo y acumulación de activos (capital y deuda pública) consistentes con la restricción presupuestal, ecuación (5), y la tecnología, ecuación (3), con el objetivo de maximizar el valor presente descontado (con el factor $\beta < 1$) de la utilidad

obtenida durante el período de planeación (infinito). En este proceso de optimización el consumidor-productor toma como datos tanto al gasto del gobierno como a las transferencias y la tasa impositiva, y cuenta con valores iniciales (positivos) del acervo de capital y de deuda pública. Formalmente:

$$\begin{aligned} & \underset{C_t, N_t, K_{t+1}, D_{t+1}}{\text{Max}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^{t+s} U(C_{t+s}, N_{t+s}) \\ & \text{sujeto a} \\ & C_t + K_t + D_t = (1 - \delta)K_{t-1} + R_t D_{t-1} + (1 - \tau)Y_t + T_t \\ & Y_t = K_{t-1}^{\alpha} (A_t N_t)^{1-\alpha} \\ & K_{t-1}, D_{t-1} > 0 \text{ dados} \end{aligned}$$

Si se denota por λ_t al multiplicador de Lagrange de la restricción presupuestal, las condiciones de primer orden (CPO) de este problema de optimización son:

Para el consumo:

$$\lambda_t = \beta^t C_t^{-\sigma}$$

Para el trabajo:

$$\lambda_t = \frac{\beta^t \theta N_t^{\eta}}{(1 - \tau)(1 - \alpha) \frac{Y_t}{N_t}}$$

Para el acervo de capital:

$$\lambda_t = \beta E_t \left[\lambda_{t+1} \left((1 - \tau) \alpha \frac{Y_{t+1}}{K_t} + (1 - \delta) \right) \right]$$

Para la deuda pública:

$$\lambda_t = \beta E_t \left[\lambda_{t+1} (R_{t+1}) \right]$$

la caracterización del comportamiento del consumidor productor se completa con las condiciones de transversalidad relevantes para la deuda y el acervo de capital.

Las CPO para el acervo de capital y la deuda del gobierno implican la condición de arbitraje:

$$R_{t+1} = (1 - \tau) \alpha \frac{Y_{t+1}}{K_t} + (1 - \delta)$$

que indica que el retorno sobre la deuda pública debe ser similar

al retorno sobre el capital. Asimismo, la CPO para el consumo y el capital implican la Ecuación de Euler:

$$C_t^{-\sigma} = \beta E_t \left[C_{t+1}^{-\sigma} (R_{t+1}) \right]$$

mientras que las CPO del consumo y el trabajo implican lo que señalamos a continuación:

$$(1 - \tau)(1 - \alpha) \frac{Y_t}{C_t^\sigma N_t} = \theta N_t^\eta$$

2. Sistema de ecuaciones no-lineal

El sistema de ecuaciones para las 8 variables endógenas $\{N_t, Y_t, K_t, C_t, I_t, R_t, D_t, G_t\}_{t=0}^\infty$, que sirve para hallar el equilibrio general es el señalado en el cuadro A.1.

Este sistema de 8 ecuaciones no lineales es el que corresponde a las ecuaciones en su forma log-lineal de la sección III, inciso 6. La log-linearización se hace en el estado estacionario de las variables en su senda de crecimiento balanceado.

3. Estado estacionario

En el estado estacionario, según la ausencia de choques, las

CUADRO A. 1. ECUACIONES DEL MODELO

La función de producción	
$Y_t = K_{t-1}^\alpha (A_t N_t)^{1-\alpha}$	(A.i)
La demanda agregada	
$Y_t = C_t + G_t + I_t$	(A.ii)
La demanda por inversión	
$I_t = K_t - (1 - \delta) K_{t-1}$	(A.iii)
La demanda por consumo (ecuación de Euler)	
$E_t \left\{ \beta \left[\exp(v_{t+1}) C_{t+1}^{-\sigma} / \exp(v_t) C_t^{-\sigma} \right] R_{t+1} \right\} = 1$	(A.iv)
El equilibrio del mercado de trabajo	
$\zeta \exp(-v_t) C_t^\sigma N_t^\eta = (1 - \alpha)(1 - \tau) Y_t / N_t$	(A.v)
El equilibrio en el mercado de capitales (la tasa de interés)	
$R_t = \alpha(1 - \tau) Y_t / K_{t-1} + (1 - \delta)$	(A.vi)
La restricción presupuestaria del gobierno	
$D_t - R_t D_{t-1} = G_t + \bar{T}_t - \tau Y_t$	(A.vii)
La regla fiscal	
$G_t = (1 - \lambda_y) \tau \bar{Y}_t + \lambda_y \tau Y_t - \left[(1 - \lambda_r) (\bar{R} - \bar{\gamma}) \bar{D}_{t-1} + \lambda_r (R_t - \gamma_t) D_{t-1} \right]$	(A.viii)

variables endógenas en su versión estacionaria son constantes: $\hat{X}_t = \bar{X}$, $N_t = \bar{N}$ y $R_t = \bar{R}$. El estado estacionario se define de reemplazar estas variables en el sistema de la subsección previa. Definimos además las razones: $\theta_x = \bar{X}/\bar{Y}$, los cuales satisfacen:

$$\begin{aligned} 1 &= \theta_c + \theta_g + \theta_i \\ \theta_i &= \theta_k(1 - (1 - \delta)/\gamma) \\ \theta_d &= \frac{\tau - \theta_g - \theta_T}{(\bar{R} - \bar{\gamma})/\bar{\gamma}} \\ \bar{R} &= \bar{\gamma}/\beta \end{aligned}$$

4. El modelo con capital público

Es posible modificar el modelo para incluir inversión en capital público, el cual es usado en la producción de bienes finales. La nueva función de producción sería:

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t N_t)^{1-\alpha} (K_t^G)^{\alpha_G}$$

la cual tiene retornos a escalas constantes en los insumos privados, y retornos a escala decrecientes en el capital público (K_t^G), esto es: $0 < \alpha_G < 1$.

Definimos la inversión pública como señalamos en la siguiente ecuación:

$$I_t^G = K_t^G - (1 - \delta)K_{t-1}^G$$

Definimos el gasto público como la suma de consumo público (gasto corriente) e inversión (gasto de capital):

$$G_t = C_t^G + I_t^G$$

donde el consumo público se encuentra en la utilidad de los individuos:

$$u_t = \exp(v_t) \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \zeta \frac{N_t^{1+\eta}}{1+\eta} + \Gamma(C_t^G)$$

La regla fiscal sigue siendo sobre el gasto público total, pero este se puede ajustar mediante el consumo o la inversión pública. Por ello se asume que una proporción λ_k del ajuste del gasto se hace con inversión y el resto $(1 - \lambda_k)$ se hace con el consumo público.

$$C_t^G = (1 - \lambda_k)G_t$$

$$I_t^G = \lambda_k G_t$$

Un modelo de este tipo podría utilizarse para evaluar el impacto de cambios en la composición del gasto del gobierno sobre la volatilidad del producto.

a) Modelo log-lineal con inversión pública

El nuevo modelo con inversión pública tiene las siguientes ecuaciones en forma log-lineal para las 11 variables endógenas $\{n_t, y_t, k_t, k_t^G, c_t, c_t^G, i_t, i_t^G, r_t, d_t, g_t\}_{t=0}^{\infty}$.

La función de producción es ahora:

$$(A.1) \quad y_t = (1 - \alpha)a_t + \alpha k_{t-1} + (1 - \alpha)n_t + \alpha_C k_{t-1}^G$$

El resto de ecuaciones son las mismas, salvo la inclusión de la demanda por inversión pública:

$$(A.2) \quad i_t^G = \frac{\theta_i^G}{\theta_k^G} [k_t^G - (1 - \delta)k_{t-1}^G]$$

Y las relaciones de ajuste del consumo e inversión pública:

$$(A.3) \quad c_t^G = \frac{\theta_c^G}{\theta_k^G} (1 - \lambda_k) g_t$$

$$(A.4) \quad k_t^G = \frac{\theta_k^G}{\theta_k^G} \lambda_k g_t$$

B. La dinámica del capital y la deuda

Reemplazamos la ecuación del equilibrio del mercado de trabajo (v) en la función de producción (i) y resolvemos para y_t :

$$(B.1) \quad y_t = \phi_k k_{t-1} + \phi_c c_t$$

donde:

$$\phi_k = \frac{\alpha(1+\eta)}{\eta+\alpha}$$

y:

$$\phi_c = -\frac{\sigma(1-\alpha)}{\eta+\alpha}$$

Reemplazamos la regla fiscal (*viii*), la demanda por inversión (*ii*) y (B.1) en la ecuación de la demanda agregada:

$$(B.2) \quad k_t = aa_1 c_t + aa_2 k_{t-1} + aa_3 d_{t-1}$$

donde:

$$cc_1 = \left[\phi_c \left(1 - \lambda_y \tau - \lambda_r \frac{\psi}{\gamma} \theta_d \right) - \theta_c \right] / \theta_k,$$

$$aa_2 = \left[\phi_k \left(1 - \lambda_y \tau \right) - \left(1 - \phi_k \right) \lambda_r \frac{\psi}{\gamma} \theta_d + \frac{1-\delta}{\gamma} \right] // \theta_k, \quad aa_3 = \lambda_r \frac{\psi}{\gamma} \theta_d \left(\bar{R} - \bar{\gamma} \right)$$

Similarmente, reemplazamos la regla fiscal (*viii*), la tasa de interés (*vi*) y (B.1) en la restricción presupuestaria del gobierno:

$$(B.3) \quad d_t = bb_1 c_t + bb_2 k_{t-1} + bb_3 d_{t-1}$$

donde:

$$bb_1 = - \left[\left(1 - \lambda_y \right) \tau - \left(1 - \lambda_r \right) \frac{\psi}{\gamma} \right] \phi_c$$

$$bb_2 = - \left[\left(1 - \lambda_y \right) \frac{\tau \phi_k}{\theta_d} + \left(1 - \lambda_r \right) \frac{\theta_d}{\gamma} \left(\phi_k - 1 \right) \right]$$

$$bb_3 = 1 + \left(1 - \lambda_r \right) \left(\frac{\bar{R}}{\bar{\gamma}} - 1 \right)$$

Finalmente, reemplazamos la tasa de interés (B.6) y (B.1) en la demanda por consumo (*iv*):

$$(B.4) \quad c_t = cc_1 E_t c_{t+1} + cc_2 k_t$$

donde:

$$cc_1 = 1 - \frac{\psi}{\sigma} \phi_c \quad \text{y} \quad cc_2 = \left(1 - \phi_k \right) \frac{\psi}{\sigma}$$

Las ecuaciones (B.2)-(B.4) forman un sistema de tres ecuaciones en diferencias para $\{c_t, k_t, d_t\}$. La solución del sistema es función de las variables predeterminadas $\{k_{t-1}, d_{t-1}\}$. Si asumimos la solución del consumo de la forma que señalamos a continuación:

$$(B.5) \quad c_t = \varphi_k k_{t-1} + \varphi_d d_{t-1}$$

entonces el sistema se puede reducir a dos ecuaciones:

$$(B.6) \quad \begin{vmatrix} k_t \\ d_t \end{vmatrix} = F \begin{vmatrix} k_{t-1} \\ d_{t-1} \end{vmatrix}$$

donde los elementos de la matriz F son:

$$(B.7) \quad \begin{aligned} F_{11} &= \varphi_k aa_1 + aa_2 & F_{12} &= \varphi_d aa_1 + aa_3 \\ F_{21} &= \varphi_k bb_1 + bb_2 & F_{22} &= \varphi_d bb_1 + bb_3 \end{aligned}$$

Para resolver φ_k y φ_d reemplazamos las ecuaciones (B.2) y (B.3) en (B.5):

$$(B.8) \quad \begin{aligned} \varphi_k k_{t-1} + \varphi_d d_{t-1} &= cc_1 \left[\varphi_k (F_{11} k_{t-1} + F_{12} d_{t-1}) + \varphi_d (F_{21} k_{t-1} + F_{22} d_{t-1}) \right] \\ &\quad + cc_2 (F_{11} k_{t-1} + F_{12} d_{t-1}) \end{aligned}$$

Aplicamos el método de coeficientes indeterminados a (B.8), y los coeficientes φ_k y φ_d deben satisfacer:

$$\varphi_k = cc_1 [\varphi_k F_{11} + \varphi_d F_{21}] + cc_2 F_{11}$$

y:

$$\varphi_d = cc_1 [\varphi_k F_{12} + \varphi_d F_{22}] + cc_2 F_{12}$$

que es un sistema de ecuaciones no-lineal en φ_k y φ_d . Se resuelve para φ_k y φ_d y se reemplaza en (B.7), con lo que se obtiene la matriz F en función de los parámetros profundos del modelo.

1. Estabilidad

El sistema es estable si las dos raíces características de la matriz F tienen modulo menor a la unidad. Siguiendo a Woodford (2003), demostramos que esto se cumple si se satisfacen las tres condiciones siguientes:

$$\begin{aligned} \det F &< 1 \\ \det F - trF &> -1 \\ \det F + trF &> -1 \end{aligned}$$

donde $\det F$ y trF son el determinante y la traza de la matriz F , respectivamente.

Estas condiciones se evalúan en forma numérica para las distintas combinaciones de parámetros λ_y, λ_r y \bar{y}/\bar{R} , tal como se muestra en la sección IV.

REFERENCIAS

Baxter, M., y R. King (1993), "Fiscal Policy in general Equilibrium",

- American Economic Review*, vol. 83, nº 3, junio, pp. 315-334.
- Benigno, P., y M. Woodford (2004), "Optimal Monetary Policy and Fiscal Policy: A Linear-Quadratic Approach", en M. Gertler y K. Rogoff (eds.), *NBER Macroeconomic Annual 2003*, MIT Press, Cambridge, Ma.
- Carranza, E., J. Fernández-Baca y E. Morón (2004), *Perú: Markets, Government and the Sources of Growth*, texto mimeografiado, Universidad del Pacífico.
- Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta (2006), *Hechos estilizados de la economía peruana*, Banco Central de Reserva del Perú (Documento de Trabajo 2006-005).
- Chari, V., L. Christiano y P. Kehoe (1994), "Optimal Fiscal Policy in a Business Cycle Model", *Journal of Political Economy*, vol. 102, nº 4, agosto.
- Drazen, A. (2004), "Fiscal Rules from a political economy perspective", en George Kopits (ed.), *Rules Based Fiscal Policy in Emerging Markets*, FMI, Washington.
- Gali, J. (1994), "Government Size and Macroeconomic Stability", *European Economic Review*, vol. 38, pp. 117-32.
- Guo, J., y S. Harrison (2004), "Balance Budget Rules and Macroeconomic (In)Stability", *Journal of Economic Theory*, vol. 119 pp. 357-63.
- Ludvigson, S. (1996), "The Macroeconomic Effects of Government Debt in a Stochastic Growth Model", *Journal of Monetary Economics*, vol. 38, nº 1, pp. 25-45.
- King, R., C. Plosser y S. Rebelo (1988a), "Production, Growth and the Business Cycle: I. The Basic Neoclassical Model", *Journal of Monetary Economics*, vol. 21, pp. 309-401.
- King, R., C. Plosser y S. Rebelo (1988b), "Production, Growth and the Business Cycle: II New Directions", *Journal of Monetary Economics*, vol. 21, pp. 309-401.
- Schmitt-Grohé, S., y M. Uribe (2006a), "Optimal Fiscal and Monetary Policy in a Medium-Scale Macroeconomic Model", en M. Gertler y K. Rogoff (eds.), *NBER Macroeconomics Annual 2005*, MIT Press, Cambridge, Ma., pp. 383-425
- Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2006b), *Optimal Simple And Implementable Monetary and Fiscal Rules: Expanded Version*, NBER (Working Papers, nº 12402).
- Woodford, M. (2003), *Interest & Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.

Henry Vargas Campos
Jacqueline Zamora Bolaños

Proyección de inflación en una economía pequeña y abierta usando modelos de estado-espacio con cambio de régimen: caso de Costa Rica

I. INTRODUCCIÓN

El dinero juega un rol fundamental en el funcionamiento adecuado de cualquier economía. Para preservar ese rol, la política monetaria del banco central debe proteger el valor de la moneda nacional, buscando que la inflación sea baja y estable. Los problemas provocados por la inflación se derivan principalmente de su imprevisibilidad, ya que ni todos los productos ni todos los factores productivos suben sus precios al mismo tiempo ni en la misma proporción, y por otro lado a que cuanto mayor es la tasa de inflación, más amplio es el margen de error en las expectativas de los agentes económicos y por tanto mayor es la incertidumbre (Martínez, 2001). Los precios son la vía por la que

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el presente trabajo de H. Vargas Campos y J. Zamora Bolaños, funcionarios del Banco Central de Costa Rica, presentado en la XI Reunión de la Red de Investigadores de Banca Central del Continente Americano, auspiciada por el Banco Central de la República Argentina y el CEMLA, celebrada en Buenos Aires, del 22 al 24 de noviembre de 2006. Los autores agradecen la guía de Francisco Nadal de Simone, ya que sin su ayuda no hubiera sido posible la realización del presente estudio. También se agradecen los comentarios recibidos de Yanira Xirinachs, Álvaro Solera, Ana Kikut y David Cardoza. Las ideas expresadas en este documento son responsabilidad de los autores.

se transmite la información necesaria para que los consumidores decidan correctamente qué y cuánto adquirir y para que las empresas calculen qué y cuánto deben producir. Si los precios están cambiando continuamente, dejan de cumplir su función informativa.

Comparativamente con otros países de América Latina, Costa Rica está lejos de las “mejores prácticas” vigentes en materia anti-inflacionaria. Estudios recientes del Fondo Monetario Internacional, califican a Costa Rica dentro de un régimen de meta de inflación “lite” (Stone y Bhundia, 2004). Este régimen monetario caracteriza a países con un bajo compromiso y una alta discrecionalidad de los bancos centrales, reflejando una multiplicidad en los objetivos de política económica. El régimen de meta de inflación “lite”¹ puede ser visto como un régimen monetario de transición orientado a mantener la estabilidad monetaria hasta que se implementen reformas estructurales que apoyen la adopción de una única ancla nominal (Stone y Bhundia, 2004, p. 10).

Por otra parte, una característica común que se encuentra en los países latinoamericanos cuya experiencia ha sido exitosa en el control de precios es la adopción del esquema de metas de inflación (*full-fledge inflation targeting*).² El fuerte compromiso con la meta de inflación deja a la autoridad monetaria poco espacio para la discrecionalidad en la política monetaria. Este esquema tiene importantes ventajas porque permite a la política monetaria enfocarse en consideraciones domésticas y responder a choques de la economía internacional. También tiene la ventaja de que los choques en la velocidad del dinero son irrelevantes debido a que la estrategia de política monetaria no descansa en una relación estable entre dinero e inflación.

La transmisión de los cambios en la política monetaria hacia el resto de la economía sucede a través de varios canales y toma un tiempo relativamente largo y variable en materializarse. Desde que se cambia la política hasta que la inflación reacciona sustancialmente, por el conjunto de canales de transmisión, existen rezagos que son algunas veces relativamente largos

¹ Este tipo de régimen es común en países menos desarrollados, como lo indica su bajo PIB per cápita y parecen ser más vulnerables a choques externos como lo evidencia su alta dolarización. Además son países con pobre record inflacionario y mercados financieros poco desarrollados (Stone y Bhundia, 2004, p. 15).

² Al año 2004, existían en Latinoamérica cinco países (Chile, Brasil, Colombia, México y Perú) que han adoptado el esquema de metas de inflación (Schmidt-Hebbel, 2005).

(Svensson, 1997). Este período define el lapso prudente que el banco central considera como horizonte de la política monetaria. Por esta razón, las acciones de dicha política se basan en la evolución esperada de la inflación y no necesariamente en su comportamiento presente. De este modo, incluso si la inflación se encuentra en un momento dado dentro del rango definido en la meta de inflación, puede ser necesario actuar preventivamente para evitar desviaciones futuras de la inflación de tendencia respecto de ese rango.

El objetivo del presente estudio es elaborar un modelo de proyección de la inflación para Costa Rica utilizando un modelo estructural para una economía pequeña y abierta, bajo un régimen de metas de inflación.³ Esta metodología permite introducir en el análisis los mecanismos de transmisión de la política monetaria o la transmisión de las perturbaciones externas. Además se estaría aportando un nuevo modelo, a los ya existentes en el Banco Central de Costa Rica (BCCR) para la proyección de la inflación. El período de estudio comprende desde 1991 hasta 2004 con periodicidad trimestral.

Para las estimaciones se utiliza el marco que ofrecen los modelos de estado-espacio y el filtro de Kalman, útiles no sólo porque crean su propia proyección de inflación, sino también porque ofrecen un potente método de estimación de los cambios que sufren la dinámica y la varianza de los parámetros del sistema (modelo de parámetros variables en el tiempo). Esto resulta ventajoso porque captura el hecho de que los agentes económicos optimizadores revisan con regularidad sus estimaciones de los coeficientes del sistema cuando aparece nueva información. En los casos de reformas estructurales, es probable que deban modificar el conjunto de relaciones que describen ese sistema económico. Además, los modelos de estado-espacio permiten la estimación de variables económicas no observadas que se podrían utilizar en los modelos que hoy emplea el BCCR.

El resto del documento se organiza en cuatro secciones: la sección II examina brevemente los aspectos teóricos de los modelos de estado espacio con cambio de régimen. La sección III presenta el modelo lineal con expectativas racionales para una economía pequeña y abierta. En la sección IV se describen los datos empleados, se presenta los resultados del modelo y las

³ El análisis de las condiciones previas necesarias para que un país adopte un esquema de metas de inflación esta fuera de los alcances de este trabajo. Para su estudio el lector puede referirse a Carare *et al.* (2002).

proyecciones dentro de la muestra. En la última sección se presentan las consideraciones finales y algunas implicaciones de política.

II. MODELOS DE ESTADO-ESPACIO Y EL FILTRO DE KALMAN

Los modelos de Estado-Espacio se utilizan para especificar modelos dinámicos que se aplican a una amplia gama de problemas en el análisis de series de tiempo. Algunas veces estos modelos, denominados estructurales, son particularmente útiles para estimar los componentes no observados de las series, como la tendencia (Kikut, 2003a), el ciclo económico (Watson, 1986; Clark, 1987), estimación de los dólares en circulación para una economía (Zamaróczy y Sa, 2002; Kikut, 2003b), la tasa natural de desempleo (Greenslade *et al.*, 2003) y expectativas de inflación (Misas y Vásquez, 2002). También son utilizados para especificar modelos de parámetros variables en el tiempo, que proporcionan información sobre la forma en que los agentes económicos racionales actualizan sus estimaciones de los coeficientes de un modelo, que son particularmente ventajosos en el análisis de cambio estructural (Kim y Nelson 1989). Por otra parte, pueden ser utilizados para estimar modelos ARIMA y algunos otros que tienen que ser aproximados por máxima verosimilitud (Blake, 2002; Solera, 2003).⁴

1. Modelos de estado-espacio con cambio de régimen

Según lo establecen Kim y Nelson (1999), los modelos de estado-espacio se componen de dos ecuaciones: una ecuación de medición (o de producto) y una ecuación de estado (o transición). La ecuación de medición establece una relación entre el conjunto de variables observadas y el conjunto de variables de estado no observadas. La ecuación de estado describe la dinámica de las variables de estado, mediante un proceso autorregresivo de primer orden.

Las siguientes cinco ecuaciones describen lo que se puede denominar un modelo representativo de estado-espacio:

Ecuación de medición:

$$(1) \quad y_t = H_t \beta_t + A z_t + e_t$$

⁴ Para más aplicaciones de los modelos de estado espacio ver Durbin (2001), Harvey (1989) y Solera (2003).

Ecuación de estado:

$$(2) \quad \beta_t = \mu + F\beta_{t-1} + v_t$$

$$(3) \quad e_t \approx N(0, R)$$

$$(4) \quad v_t \approx N(0, Q)$$

$$(5) \quad E(e_t v'_s) = 0$$

Donde y_t es un vector $n \times 1$ variables observadas en el período t ; β_t es un vector $k \times 1$ variables de estado no observadas; H_t es una matriz $n \times k$ que vincula el vector observado y_t con el vector no observado β_t ; A es una matriz $n \times r$ parámetros; z_t es un vector $r \times 1$ de variables exógenas o variables observadas pre-determinadas; μ es una vector $k \times 1$ de constantes y v_t vectores $k \times 1$ de procesos de ruido blanco y F una matriz $k \times k$ de parámetros.

Las distribuciones (3) – (5) establecen que las secuencias e_t y v_t siguen procesos normales con medias iguales a cero y con varianzas R y Q , respectivamente, y no están correlacionadas. Obsérvese que los elementos de la matriz H_t pueden ser, o bien un conjunto de parámetros constantes, o bien datos sobre variables exógenas. En el primer caso, la ecuación (1) forma parte de un modelo de componentes no observados; en el segundo, la ecuación (1) es parte de un modelo con parámetros variables. Por ejemplo, con $\mu = 0$ y $F = I_k$, cada coeficiente de regresión en β_t sigue un proceso de camino aleatorio. Si F es una matriz diagonal cuyos valores absolutos son menores que 1, cada coeficiente de regresión sigue un proceso estacionario AR(1) (Kim y Nelson, 1999).

La distribución (3) del modelo representativo de estado-espacio puede modificarse a fin de incorporar las variaciones en la incertidumbre generadas por los cambios en la varianza de las perturbaciones aleatorias futuras. Al considerar la heterocedasticidad del desplazamiento de Markov en el término de perturbación e_t , se supone que parte de las variaciones que ocurren en la varianza condicional del error de proyección se derivan de cambios endógenos de régimen que sufre la estructura de la varianza.⁵ Un modelo de estado-espacio con desplazamiento de

⁵ Una diferencia importante entre ARCH y la heterocedasticidad del modelo markoviano radica en que, mientras en el primero la varianza incondicional es constante, en el segundo la varianza incondicional está sujeta a cambios estructurales (Kim y Nelson, 1999; p. 117).

Markov puede representarse mediante la especificación de la varianza del término e_t , tal que:

$$(3') \quad e_t \approx N(0, \sigma_{e,S_t}^2)$$

por tanto:

$$(6) \quad \sigma_{e,S_t}^2 = \sigma_0^2 + (\sigma_1^2 - \sigma_0^2)S_t \quad \sigma_1^2 > \sigma_0^2$$

$$(7a) \quad \Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = p_{11}$$

$$(7b) \quad \Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] = p_{00}$$

La varianza del término de error e_t es una variable discreta S_t cuya evolución depende únicamente de S_{t-1} , es decir, S_t sigue un proceso de Markov de primer orden. El proceso es de dos estados con probabilidades de transición descritas por las ecuaciones (7a) y (7b).

Los modelos de estado-espacio se han combinado con modelos markovianos del ciclo económico para tener en cuenta no sólo el hecho de que los agentes económicos reciben información sobre el estado de la economía y los coeficientes del modelo en el curso del tiempo, sino también que los procesos económicos pueden no ser simétricos. En este caso, los cambios en la varianza condicional del error de proyección se consideran, en parte, un resultado de los cambios endógenos de régimen que sufre la estructura de la varianza (Nadal de Simone, 2001; p. 78).

2. El filtro de Kalman y la estimación de parámetros variables en el tiempo

El filtro de Kalman es un proceso recursivo para computar estimaciones óptimas del vector de estado no observado β_t , $t = 1, 2, \dots, T$, basado en el conjunto de información disponible, asumiendo que $\tilde{\mu}$, F , R , y Q son conocidos. Este provee el menor error cuadrático medio de predicción de β_t . Este algoritmo se compone de dos procesos: el filtro básico estima el valor de β_t basado en la información disponible hasta el período t ; posteriormente conforme se añade nueva información se actualiza el valor de β_t , de tal manera que conforme se utiliza la información de toda la muestra en el período T , se obtiene una suavización del coeficiente β_t . La notación utilizada se detalla a continuación (Kim y Nelson, 1999):

ψ	El conjunto de información.
$\beta_{i t-1} = E[\beta_i \psi_{t-1}]$	Expectativa (estimada) de β_i condicionada a la información disponible hasta el período $t-1$.
$P_{i t-1} = E[(\beta_i - \beta_{i t-1})(\beta_i - \beta_{i t-1})']$	Matriz de covarianza de β_i condicionada a la información disponible hasta el período $t-1$.
$\beta_{i t} = E[\beta_i \psi_t]$	Expectativa (estimada) de β_i condicionada a la información disponible hasta el período t .
$P_{i t} = E[(\beta_i - \beta_{i t})(\beta_i - \beta_{i t})']$	Matriz de covarianza de β_i condicionada a la información disponible hasta el período t .
$y_{i t-1} = E[y_i \psi_{t-1}] = x_i \beta_{i t-1}$	Pronostico de y_i dada la información hasta el período $t-1$.
$\eta_{i t-1} = y_i - y_{i t-1}$	Error de predicción.
$f_{i t-1} = E[\eta_{i t-1}^2]$	Varianza condicional del error de predicción.
$\beta_{i T} = E[\beta_i \psi_T]$	Expectativa (estimada) de β_i condicionada a la información disponible hasta el período T (toda la muestra).
$P_{i T} = E[(\beta_i - \beta_{i T})(\beta_i - \beta_{i T})']$	Matriz de covarianza de β_i condicionada a la información disponible hasta el período T (toda la muestra).

Suponiendo que H_t es el conjunto de información disponible al inicio del período t y se obtiene una nueva observación de y_t al final del período t , el filtro de Kalman consiste de dos pasos:

- Predicción: al inicio del período t , se desea formar un predictor óptimo de y_t , basado en toda la información disponible hasta el período $t-1$: $y_{t|t-1}$. Para hacer esto se necesita calcular $\beta_{t|t-1}$.
- Actualización: una vez que y_t es un valor observado al final del período t , el error de predicción puede ser calculado como

$\eta_{t|t-1} = y_t - y_{t|t-1}$. Este error de predicción contiene nueva información acerca de β_t más allá que la contenida en $\beta_{t|t-1}$. De esta manera, después de observar y_t , se puede hacer una inferencia más exacta de β_t $\beta_{t|t}$, es una inferencia de β_t basada en la información disponible hasta t , podría hacerse de la siguiente manera: $\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + K_t \eta_{t|t-1}$, donde K_t es el peso asignado a la nueva información sobre $\beta_{t|t}$ contenida en el error de predicción.

Más específicamente el filtro básico se describe por seis ecuaciones:

Predicción:

$$(8) \quad \beta_{t|t-1} = \tilde{\mu} + F\beta_{t-1|t-1},$$

$$(9) \quad P_{t|t-1} = FP_{t-1|t-1}F' + Q,$$

$$(10) \quad \eta_{t|t-1} = y_t - y_{t|t-1} = y_t - H_t\beta_{t|t-1} - Az_t,$$

$$(11) \quad f_{t|t-1} = H_tP_{t|t-1}H_t' + R,$$

Actualización:

$$(12) \quad \beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + K_t\eta_{t|t-1},$$

$$(13) \quad P_{t|t} = P_{t|t-1} - K_tH_tP_{t|t-1},$$

Donde $K_t = P_{t|t-1}H_t'f_{t|t-1}^{-1}$ es la ganancia de Kalman que, como se mencionó anteriormente, determina la ponderación asignada a la nueva información de β_t contenida en el error de predicción.

Coefficientes suavizados ($t = T - 1, T - 2, \dots, 1$):

$$(14) \quad \beta_{t|T} = \beta_{t|t} + P_{t|t}F'P_{t+1|t}^{-1}(\beta_{t+1|T} - F\beta_{t|t} - \tilde{\mu}),$$

$$(15) \quad P_{t|T} = P_{t|t} + P_{t|t}F'P_{t+1|t}^{-1}(P_{t+1|T} - P_{t+1|t})P_{t+1|t}^{-1}FP_{t|t}'$$

Donde $\beta_{T|T}$ y $P_{T|T}$, los valores iniciales para la suavización, se obtienen de la última iteración del filtro básico.

La ganancia de Kalman (K_t) es la función inversa de R , que es la varianza de la ecuación de medición (e_t) de la ecuación (3) y dado el conjunto de información disponible al inicio en el período t (H_t), K_t es una función directa de la incertidumbre asociada a $\beta_{t|t-1}$. Por ejemplo, si la incertidumbre asociada con $\beta_{t|t-1}$ cae, la

ponderación relativa que se le da a la nueva información en el error de predicción $\eta_{t|t-1}$ es menor.

El filtro de Kalman es aplicado para hacer inferencias de los cambios en los coeficientes de regresión. Algo interesante de este filtro es que provee una señal de cómo los agentes económicos racionales actualizan sus estimaciones de los coeficientes del modelo en un estilo Bayesiano al aparecer nueva información en un entorno de incertidumbre, sobre todo, en regímenes de política cambiantes.

III. MODELO DE INFLACIÓN DE UNA ECONOMÍA PEQUEÑA Y ABIERTA

El modelo básico desarrollado por Nadal de Simone (2001a y 2001b) aplicado al caso de Nueva Zelanda y Chile. Este modelo de inflación para una economía pequeña y abierta es un modelo lineal con expectativas racionales y con rigidez nominal en el mercado de bienes, cuyas variables de estado se usan en la estimación que se presentan en la sección IV del texto.

La principal característica del modelo es que puede reproducir, en un régimen con meta de agregados monetarios, tres regularidades empíricas básicas (para economías pequeñas y abiertas) que son: *i*) ante perturbaciones los tipos de cambio responden más rápidamente que los niveles de precios nacionales, *ii*) el componente aleatorio puro de las fluctuaciones de los tipos de cambio es mayor que el componente aleatorio puro de las fluctuaciones de los niveles de precios nacionales, y *iii*) los precios relativos de los bienes extranjeros presentan un alto grado de persistencia.

Se supone una economía pequeña y abierta que produce bienes domésticos. Parte de esa producción se exporta. La economía también importa y consume bienes extranjeros. El precio de los bienes nacionales (p_t) se determina principalmente mediante fuerzas internas, mientras que el precio de los bienes extranjeros (p_t^*) se determina en los mercados mundiales. Con todas las variables, salvo las tasas de interés, expresadas en logaritmos, el modelo es:

$$(16) \quad y_t^d = a_0 - a_1 r_t + a_2 q_t + a_3 y_t^* + a_4 d_t + v_t$$

$$(17) \quad r_t = r_t^* + \alpha E_t(q_{t+1} - q_t)$$

$$(18) \quad q_t = f_t + p_t^* - p_t$$

$$(19) \quad y_t^s = T_t + \xi(p_t - E_{t-1}\bar{p}_t) + u_t$$

$$(20) \quad P_t = \alpha p_t + (1 - \alpha)(f_t + p_t^*)$$

$$(21) \quad m_t - P_t = b_0 + b_1 y_t - b_2 i_t + \chi_t$$

$$(22) \quad i_t = i_t^* + E_t(f_{t+1} - f_t) + \rho_t$$

$$(23) \quad i_t^* = r_t^* + E_t(p_{t-1}^* - p_t^*)$$

Siendo y_t^d la demanda del producto, r_t la tasa de interés real interna, q_t el tipo de cambio real, y_t^* el producto extranjero, d_t una medida del impulso fiscal, v_t una perturbación de la demanda del producto, r_t^* es la tasa de interés real externa, f_t el tipo de cambio nominal, p_t^* el precio del producto extranjero, p_t el precio de los bienes nacionales, y_t^s la oferta de producto interno, T_t el producto potencial, u_t una perturbación de la oferta del producto, P_t el nivel general de precios medido en función del índice de precios al consumidor (IPC), α la participación de bienes nacionales en el IPC, m_t una medida amplia de la masa monetaria, i_t la tasa de interés nominal, i_t^* la tasa de interés nominal extranjera, ρ_t una medida de la prima de riesgo país, y χ_t una perturbación de la demanda de dinero.

La ecuación (16) es una curva *IS* estándar correspondiente a una pequeña economía abierta. La ecuación (17) supone una paridad de interés real. El término α se necesita en la ecuación (17) para que las tasas de rentabilidad de los activos nacionales y extranjeros se midan en las mismas unidades. La tasa de rentabilidad de los activos internos, o la tasa de interés real nacional r_t , se mide en función de una canasta de bienes que incluye bienes extranjeros y nacionales. En cambio, la tasa de interés extranjera r_t^* se mide utilizando una canasta de bienes que incluye únicamente bienes extranjeros. Las ecuaciones (16) y (17) implican que la cuenta corriente (que no se modela explícitamente) es una función de q_t y y_t^* , lo cual hace que el saldo de la cuenta corriente sea congruente con el equilibrio tanto en el mercado de bienes nacionales como en el mercado de activos. La ecuación (18) define el tipo de cambio real.

El comportamiento de la oferta agregada se expresa mediante la ecuación (19), que incluye la hipótesis de la "tasa de crecimiento natural" [véase también la ecuación (24)]. La ecuación (20) define el nivel general de precios en función de los precios de los bienes nacionales y extranjeros. La ecuación (21) describe la demanda de dinero. La ecuación (22) representa la paridad

de interés no cubierta y la ecuación (23) corresponde al efecto de Fisher. Las expectativas son racionales, y el conjunto de información correspondiente al período t es común para todos los participantes en el mercado y el banco central. El producto potencial (T_t) sigue un camino aleatorio con un desplazamiento, o término de aumento de la productividad.⁶ Del mismo modo, el producto potencial extranjero sigue un camino aleatorio con un desplazamiento, o término de aumento de la productividad.

Siguiendo a Nadal de Simone (2001b), la “rigidez de los precios” se introduce simplemente suponiendo que los precios de los bienes nacionales se fijan al valor \bar{p}_t , que debe corresponder al nivel de equilibrio esperado en el período t , dada la información disponible en el período $(t-1)$:

$$(24) \quad p_t = E_{t-1} \bar{p}_t$$

Por consiguiente, p_t es el precio que regiría en el mercado de bienes de no presentarse perturbaciones imprevistas. La ecuación (24) se basa en la idea de que los participantes en el mercado consideran óptimo fijar de antemano los precios al nivel de equilibrio previsto para el período siguiente. No obstante, las perturbaciones imprevistas de la demanda y la oferta harán que el producto efectivo en el período t difiera de los valores previstos. Como resultado, el producto correspondiente al período actual viene determinado por la demanda, dado el precio fijado de antemano para el período actual por los productores, basándose en la información que tienen a su disposición al cierre del período anterior. Esta formulación permite una rigidez temporal de los precios de los bienes nacionales y, al mismo tiempo, un ajuste pleno de los precios en períodos posteriores.

Las ecuaciones (16) - (24) constituyen el *modelo básico*. Nadal de Simone (2001a) examina la solución del estado estable y la solución estocástica para el modelo básico en dos regímenes monetarios. El primer régimen es el de metas de agregados monetarios y supone que la masa monetaria m_t sigue la regla de Friedman⁷ para el proceso estocástico. El segundo régimen es el de metas de inflación.

Cuando el modelo básico se aplica a una economía con metas de inflación se requiere una especificación de la función de

⁶ En el anexo A se analiza de manera más detallada este supuesto, cuando se descompone el producto interno bruto de Costa Rica en su tendencia estocástica y ciclo estacional.

⁷ Friedman (1956) en su estudio “The Quantity Theory of Money: A restatement”, sostuvo que la inflación es siempre un fenómeno monetario.

reacción de la autoridad monetaria. La forma elegida para esta función de reacción de la política recoge el hecho de que el instrumento de operación del banco central es la tasa de interés real:

$$(25) \quad r_t = r_{t-1} + \lambda[E_t(P_{t+1} - P_t) - c_t]$$

El segundo término de (25) mide las desviaciones previstas de la tasa de inflación con respecto a la meta (c_t). En particular, la tasa real de interés se ajusta al alza cuando la inflación prevista supera la meta de inflación (c_t), y el coeficiente de reacción λ mide la fuerza del ajuste. El segundo término de (25) corresponde al logaritmo de la función de pérdidas del banco central con metas de inflación. Dadas las expectativas del público, regímenes de metas de inflación implican regímenes de metas de proyección de inflación. Por último, la ecuación (21) es superflua en la medida en que m_t no forma parte del miembro derecho de ninguna ecuación del sistema. No obstante, esta ecuación se usa porque determina el comportamiento de la masa monetaria que es compatible con la función de reacción de la política (25).

Con base en Nadal de Simone (2001b), las variaciones de los precios internos son una función de las siguientes variables de estado:⁸

$$(26) \quad \pi_t = F(g_t, g_t^*, r_t^*, \rho_t^*, d_t, f_t, c_t) + \tau_t$$

donde la perturbación de *IS* (v_t), la perturbación de la oferta del producto (u_t) y la perturbación de la demanda de dinero (χ_t) se encuentran incluidas en el término de error (τ_t); la prima de riesgo país ρ_t se mide como parte del costo global que representa el financiamiento para la economía (r_t^*). La meta de inflación oficial anunciada de antemano (c_t) se añade al modelo básico; se supone que éste es un proceso estacionario exógeno.

IV. ESTIMACIÓN DEL MODELO DE INFLACIÓN PARA UNA ECONOMÍA PEQUEÑA Y ABIERTA: EL CASO DE COSTA RICA (1991:1-2004:4)

La representación en forma de estado-espacio del modelo de

⁸ La estimación de la ecuación (26) se hace sin imponer el conjunto de restricciones entre ecuaciones que resultan de resolver el modelo anteriormente descrito. Esto debido a que no hay suficientes datos para estimar todos los parámetros. Además el modelo no brinda información sobre las combinaciones de parámetros variables en el tiempo que suponen las restricciones entre ecuaciones.

una economía pequeña y abierta es como señalamos a continuación:

$$(27) \quad \pi_i = x_i \beta_i^i + e_i$$

$$(28) \quad \beta_i^i = I_k \beta_{i-1}^i + r_i^i$$

donde π_i representa la inflación interanual de Costa Rica; x_i representa las $k-1$ ($i = 1, 2, \dots, k-1$) variables de estado del modelo, es decir, la productividad interna (g_i) que se aproxima por el producto interno bruto real de Costa Rica; la productividad externa (g_i^*) aproximada por el producto interno bruto de Estados Unidos; el costo del financiamiento externo de la economía costarricense incluida la prima de riesgo país (r_i^*);⁹ el índice de términos de intercambio p_i^* que se calcula como la relación de precios implícitos de las exportaciones y las importaciones trimestrales de las cuentas nacionales;¹⁰ la medida de impulso fiscal (d_i) se calcula según lo expuesto en el anexo B; el tipo de cambio nominal (f_i) se define como la cantidad de colones que se obtienen a cambio de un dólar de Estados Unidos; y la meta de inflación oficial preanunciada (c_i).

I_k es la matriz identidad de orden k . Las variables e_i y r_i^i siguen procesos de ruido blanco, es decir, tienen media cero, varianza constante σ_i^2 y cero covarianza.

Los datos son trimestrales y comprenden el período 1991:1-2004:4. La información utilizada en las estimaciones son siempre logaritmos naturales, con excepción de los datos utilizados para las tasas de interés y la medida de impulso fiscal. Las series π_i , r_i^* y f_i son promedios trimestrales. El factor estacional de las series se eliminó utilizando el programa Tramo-Seats. Todos los datos se obtienen del Banco Central de Costa Rica.

⁹ Costa Rica no posee mediciones oficiales de la prima por riesgo país para los años anteriores al 2000. En el estudio "Country Risk Premiums" (Watkins, 2005), se hace una revisión de datos de corte transversal de la deuda de 104 países. Dicho estudio calcula la prima por riesgo respecto a los bonos del tesoro de Estados Unidos, de acuerdo a la calificación de la deuda de largo plazo de cada país otorgada por la empresa Moody's. Según el estudio de Watkins, el premio exigido por los inversionistas para comprar deuda con calificación "Ba1" es de 250 puntos base. Los autores del presente estudio, solicitaron a la empresa Moody's la calificación que se ha otorgado al país para el período 1991-2004. En la respuesta se indicaba que para el caso de Costa Rica, desde que la empresa comenzó la evaluación de su riesgo país en 1997, la calificación "Ba1" no ha variado. La variable r_i^* se construyó sumando a la tasa de los títulos del tesoro a seis meses una prima de 2.5 puntos porcentuales.

¹⁰ p_i^* mide la incidencia y la magnitud de los choques externos en el sector real.

Las pruebas de raíz unitaria para las variables en niveles y primeras diferencias, se realizan utilizando el *test* Dickey-Fuller modificado (DFGLS), que fue propuesto por Elliot, Rothenberg y Stock (1996). Esta es una prueba de punto óptimo invariante que tiene poder considerablemente mayor cuando en los datos se encuentra una media o tendencia desconocida (Nadal de Simone, 2001b, p. 63).

CUADRO 1. COSTA RICA: PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA DE ELLIOT, ROTHEMBERG Y STOCK PARA LAS VARIABLES MACROECONÓMICAS PERÍODO 1991:1-2004:4 (estadísticos correspondientes a $\rho = 0$)

<i>Variables</i>	<i>Rezagos</i>	<i>DFGLS</i>	<i>Variables</i>	<i>Rezagos</i>	<i>DFGLS</i>
g	1	-2.01	Δg	0	-5.30 ^b
g^*	2	-2.50	Δg^*	2	-3.25 ^a
n	3	-3.33 ^a			
r^*	1	-2.45	Δr^*	0	-3.33 ^a
p^*	0	-1.35	Δp^*	0	-6.39 ^b
f	3	-2.01	Δf	0	-3.30 ^a

FUENTE: elaboración propia.

^a Parámetro significativo con un nivel de confianza de 95%. ^b Parámetro significativo con un nivel de confianza de 99%.

El cuadro 1 indica que en el período de estudio no existe suficiente evidencia empírica para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria con una constante y una tendencia lineal para ninguna variable en nivel salvo en el caso de la inflación interanual.¹¹ Las variaciones en todas ellas son estacionarias.

En el cuadro 2 se presentan los resultados de la estimación para el modelo de economía pequeña y abierta representado por las ecuaciones (27) y (28). La estimación se realizó con el software econométrico Gauss. Todas las variables son estadísticamente significativas a los niveles de confianza de 90% y 95%, con excepción del costo del financiamiento externo de la economía costarricense.

El comportamiento observado de r^* podría deberse a varios aspectos. En primera instancia, como lo sugieren Flores *et al.* (2000) es probable que para desviaciones significativas en las metas del programa monetario, las autoridades escojan acomodar las metas de política más que ajustar la política monetaria, debido a que los costos económicos pueden ser considerados como inaceptables. También es probable que se acomoden las metas cuando existe incertidumbre en la elaboración de los

¹¹ Los rezagos utilizados en los *tests* de raíz unitaria se eligen basándose en el criterio de información de Schwarz.

programas monetarios. Por otra parte, en la década de los noventa existen períodos en los que el régimen cambiario de minidevaluaciones combinado con la apertura de la cuenta de capitales, condiciona la independencia de la política monetaria y por ende los movimientos de las tasas de interés. Estos argumentos sugieren que la política monetaria, goza de una alta discrecionalidad y responde a objetivos múltiples.

CUADRO 2. COSTA RICA: ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS VARIABLES DEL MODELO (1991:1-2004:4)

<i>Variables</i>	<i>Estimaciones</i>	<i>Error estándar</i>
σ_e	1.0000	0.0021
σ_g	1.0000	0.0404
σ_{g^*}	1.0000	0.0810
σ_{r^*}	2.1932	0.3215
σ_{p^*}	1.0493	0.0292
σ_d	1.0000	0.0348
σ_f	1.0718	0.0148
σ_c	1.0000	0.0282
Logaritmo de la función de verosimilitud		126.02

FUENTE: elaboración propia.

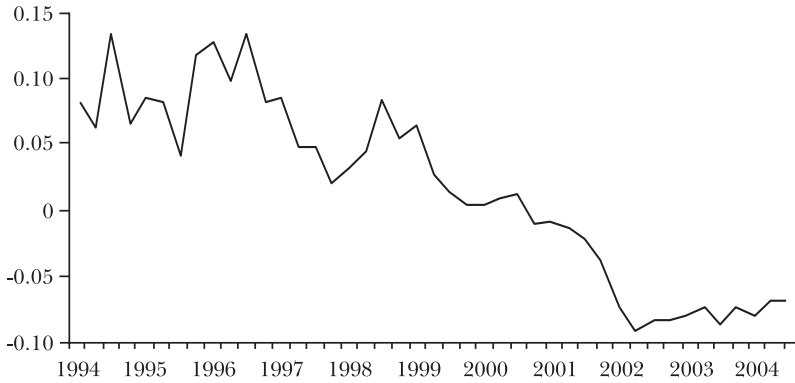
1. Análisis de los coeficientes suavizados del modelo

Las gráficas I a V presentan los coeficientes variables suavizados en el tiempo, correspondientes al modelo de una economía pequeña y abierta, en los que se pueden señalar algunos aspectos interesantes. En la gráfica I se observa que el coeficiente suavizado del aumento de la productividad interna, disminuye a lo largo del período de estudio, esto podría sugerir, tal y como lo propuso Lucas (1973), que las políticas para afectar la demanda agregada generan movimientos de la tasa de inflación y el producto (en su tendencia) en la misma dirección.¹² Según se desprende de lo expuesto en el anexo A, este comportamiento observado en el producto es consistente con los esfuerzos de la autoridad monetaria por reducir la volatilidad y el nivel de inflación, especialmente a partir de mediados de los noventa.

Segundo, resulta interesante señalar que la importancia del coeficiente suavizado de los términos de intercambio (gráfica II) para explicar la varianza de la inflación casi se cuadruplica entre

¹² La validez de este argumento dependerá de la magnitud de la varianza de la demanda agregada. Entre más alta sea esta, más desfavorable será el *trade-off* entre desempleo e inflación.

GRÁFICA I. COSTA RICA: COEFICIENTE SUAVIZADO DEL AUMENTO DE LA PRODUCTIVIDAD INTERNA, 1994-2004

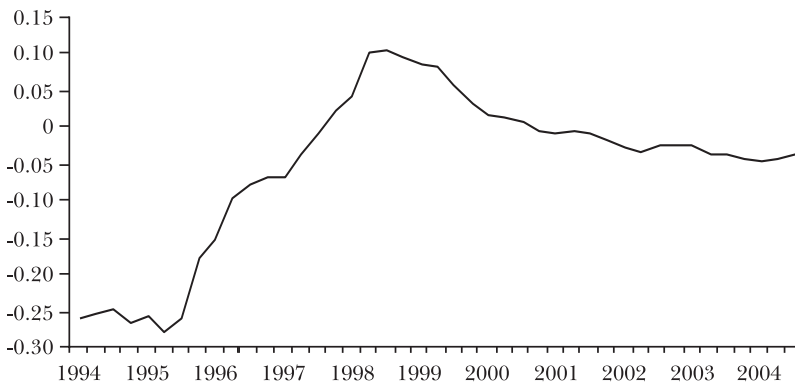


FUENTE: elaboración propia.

principios de 1995 y finales de 1998. En este período se consolida el proceso de apertura iniciado a finales de los ochenta, aunque se dio mucho más énfasis a la promoción de exportaciones. Posterior a esta fecha el coeficiente se estabiliza, probablemente producto del efecto de una mayor competencia que posibilita la expansión comercial y estimula la importación de mercancías, con lo cual las empresas posiblemente estaban más dispuestas a sacrificar sus niveles de utilidad con el fin de no perder participación de mercado.

Tercero, el traspaso de variaciones del tipo de cambio a la inflación (gráfica III) es positivo y se mantiene relativamente alto durante todo el período de estudio. En 1996:1 alcanza el valor

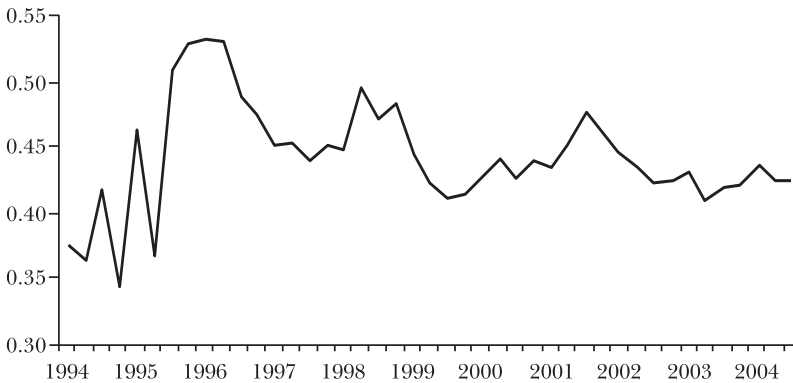
GRÁFICA II. COSTA RICA: COEFICIENTE SUAVIZADO DE LOS TÉRMINOS DE INTERCAMBIO, 1994-2004



FUENTE: elaboración propia.

de traspaso más alto de toda la serie (53%), situándose posteriormente en valores que oscilan entre 40% y 50%. Este resultado es consistente con el hallazgo realizado por León, *et al.* (2001), donde aplican un análisis de vectores autorregresivos para establecer la dinámica del coeficiente de traspaso de los movimientos del tipo de cambio a la inflación, determinando que este coeficiente es cercano a 55% en el largo plazo.

GRÁFICA III. COSTA RICA: COEFICIENTE SUAVIZADO DEL TIPO DE CAMBIO, 1994-2004



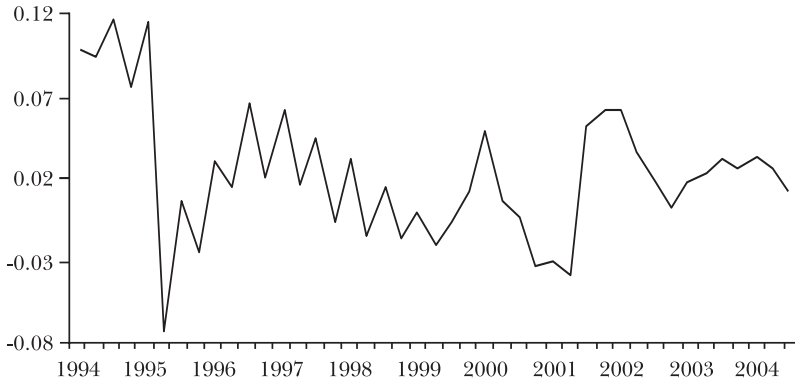
FUENTE: elaboración propia.

En Costa Rica desde 1983 se trabaja con un sistema cambiario de minidevaluaciones. Este esquema provoca que el ajuste de la devaluación hacia la inflación se dé en un período muy corto (León, *et al.*, 2001). Una política monetaria que conduce a una depreciación del tipo de cambio, vuelve más caras las importaciones, y dado que parte de los bienes y servicios incluidos en el índice de precios al consumidor son importados,¹³ la inflación crece. Esto se conoce como el canal directo del tipo de cambio (Svensson, 1997). Adicionalmente, la devaluación del tipo de cambio, vuelve los bienes costarricenses relativamente más baratos que los bienes extranjeros. Esto aumenta la demanda externa de bienes costarricenses y sustituye parte de la demanda interna de bienes importados por bienes nacionales. En ambos casos la demanda agregada aumenta y eventualmente la inflación crece. Esto se conoce como el canal indirecto del tipo de cambio. (Svensson, 1997.)

Cuarto, el comportamiento del coeficiente suavizado de impulso

¹³ En Costa Rica se calcula que alrededor de 30% de los bienes que componen la canasta del IPC son importados (León *et al.*, 2001, p. 3).

GRÁFICA IV. COSTA RICA: COEFICIENTE SUAVIZADO DEL IMPULSO FISCAL, 1994-2004

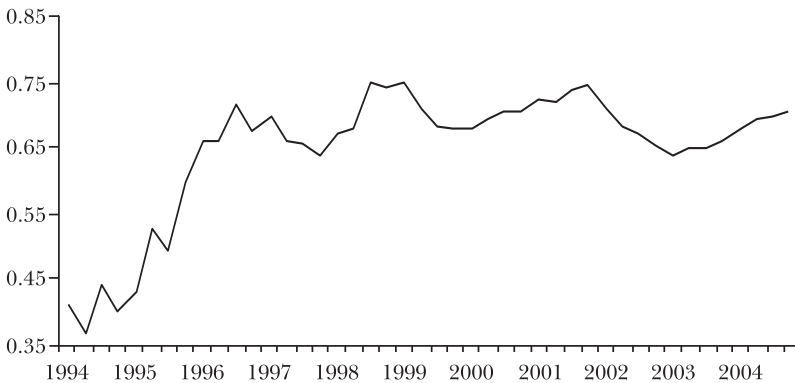


FUENTE: elaboración propia.

fiscal (gráfica IV) refleja la relativa pasividad gubernamental para mantener una mayor disciplina fiscal, en donde las políticas responden más a los vaivenes de la actividad económica y no tanto a intenciones manifiestas de apoyar o contrarrestar el ciclo económico (ver anexo B). Como lo afirman Méndez y Durán (1995), el elemento dominante en la gestión de la política fiscal han sido solo esfuerzos esporádicos por controlar la expansión del gasto público, lo cual le imprime un carácter particular a la política fiscal de Costa Rica.

Por último, como se observa en la gráfica V, la porción de la varianza de la inflación explicada por el coeficiente de la meta de inflación se ha incrementado considerablemente, de aproximadamente 35% en 1994:2 a 70% en 2004:1. Esto refleja el poco

GRÁFICA V. COSTA RICA: COEFICIENTE SUAVIZADO DE LA META DE INFLACIÓN, 1994-2004



FUENTE: elaboración propia.

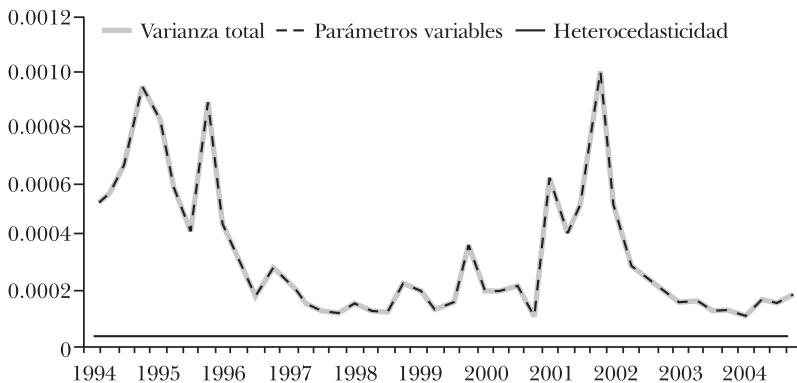
crédito que daban los agentes económicos al anuncio de la meta de inflación a inicios de los noventa, período en que tanto la inflación como su volatilidad eran altas. En los años más recientes, se ha logrado una mayor credibilidad en la meta, aunque no ha sido suficientemente convincente como para que dicho coeficiente se estabilice. La credibilidad en el anuncio de política que realiza la autoridad monetaria conduce a una menor inflación, por medio del canal de expectativas, esta situación no se observa en el caso de la economía costarricense.

2. Descomposición de la incertidumbre asociada con la predicción de la inflación

En el presente estudio se consideró interesante explorar la posibilidad de presencia de heterocedasticidad con un proceso de cambio de Markov en las perturbaciones. El modelo se estimó permitiendo que la incertidumbre provenga no solamente del proceso de puesta al día de los parámetros del modelo por parte de los agentes económicos, sino también de la heterocedasticidad de las perturbaciones.

La varianza condicional del error de predicción se puede descomponer en dos partes: la primera a causa de los coeficientes de regresión desconocidos y la segunda debida a la heterocedasticidad de la perturbación. Para esto se estimaron las ecuaciones (27) - (28) junto a las ecuaciones (3'), (6), (7a) y (7b). La primera varianza condicional depende del estado de la economía al momento $t-1$, S_{t-1} , mientras que la segunda depende del estado de la economía al momento t , S_t .

GRÁFICA VI. COSTA RICA: DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA CONDICIONAL DE LA INFLACIÓN, 1994-2004



FUENTE: elaboración propia.

La gráfica VI muestra que la varianza condicional del error de predicción fue básicamente debido a la incertidumbre de los coeficientes de regresión desconocidos. Durante el período muestral es poco lo que se obtiene al incluir la incertidumbre generada por la heterocedasticidad de las perturbaciones aleatorias. Sin embargo, se considera importante analizar este aspecto para períodos muestrales más amplios.

3. Comparación de los resultados con modelos utilizados actualmente en el BCCR

Una vez estimado el modelo se procedió a realizar proyecciones dentro de la muestra para comparar el desempeño de pronóstico con cinco modelos de proyección de la inflación que utiliza actualmente el BCCR.¹⁴ Para esto se utiliza los resultados presentados por Durán *et al.* (2003 p. 24) para el período comprendido entre enero de 2000 y diciembre de 2002. El estadístico utilizado es la raíz del error cuadrático medio (RECM), que comúnmente se utiliza como medida para comparar proyecciones de una misma serie con diferentes modelos; entre menor sea la RECM mejor será la capacidad de predicción del modelo.

CUADRO 3. CAPACIDAD DE PROYECCIÓN DE MODELOS ACTUALES DE INFLACIÓN UTILIZADOS EN EL BCCR Y EL MODELO DE INFLACIÓN PARA UNA ECONOMÍA PEQUEÑA Y ABIERTA, ENERO DE 2000 A DICIEMBRE DE 2002

<i>Modelos actuales del BCCR</i>	<i>RECM</i>
Modelo ingenuo	0.71
Modelo de precios del petróleo	1.83
Modelo de mecanismos (VAR)	1.88
Modelo ARMA (6.3)	3.22
Títulos de propiedad y tasa CDP a 6 meses	2.02
<i>Modelo de inflación para una economía pequeña y abierta</i>	<i>1.57</i>

FUENTES: Durán, *et al.* (2003), p. 24; y elaboración propia.

NOTA: Los modelos del BCCR son mensuales y el modelo de inflación para una economía pequeña y abierta es de pronóstico trimestral.

El cuadro 3 presenta las medidas de la RECM para el período arriba mencionado. El modelo de economía pequeña y abierta logra un error de pronóstico menor que la mayoría de modelos del BCCR, solamente superado por el modelo ingenuo.

¹⁴ Los modelos del BCCR son de pronóstico mensual mientras que el de economía pequeña y abierta es de pronóstico trimestral.

V. CONCLUSIONES

Este documento estima un modelo de proyección de la inflación de una economía pequeña y abierta con cambio de régimen. El modelo contempla aquellas variables relevantes en el control de precios para un país que adopte el esquema de metas de inflación.

La aplicación del filtro de Kalman para estimar el modelo con parámetros variables en el tiempo, muestra como los agentes combinan la información del pasado y la nueva información para generar una nueva expectativa. Adicionalmente, esta técnica permite incorporar los efectos del ciclo económico sobre el valor de los parámetros del modelo.

Se destaca el hecho de que en la modelación de este régimen monetario, en el marco de los modelos de estado-espacio, el análisis se centra en los aspectos estructurales que inciden en la variación de los precios. En este sentido, resulta una herramienta útil para el análisis de aspectos tales como: el comportamiento del tipo de cambio, los mecanismos de transmisión de la política monetaria y los mecanismos de transmisión de los choques externos, entre otros.

Cabe resaltar el hecho de que la respuesta del nivel de precios al tipo de cambio, o el coeficiente de *pass-through*, no debe ser tratado como un número invariable. Como mínimo el coeficiente de *pass-through* es una función del proceso estocástico que maneja la economía, del punto preciso en el cual es medido, y más importante aun, del proceso operativo que sigue el banco central. La existencia del régimen de minidevaluaciones genera ventajas comparativas que no están asociadas con aumentos de la productividad interna de los factores, además de que una porción importante de la devaluación se traduce en incremento de los precios internos. La tendencia observada no parece que vaya a cambiar a menos que se varíe el actual régimen cambiario.

El modelo aplicado en el presente estudio, estimado a través de una técnica recursiva, genera proyecciones bastante aceptables. Si se compara el error cuadrático medio de las proyecciones dentro de la muestra, con una serie de modelos ya existentes en el Banco Central de Costa Rica, logra un menor error de pronóstico. Eventualmente podría integrarse al modelo de combinación de proyecciones que utiliza actualmente el ente emisor.

Del análisis de los coeficientes suavizados se desprende que debe haber un límite para el grado de flexibilidad de la política

monetaria. Demasiada flexibilidad provoca que los agentes económicos duden del compromiso de la autoridad monetaria en la meta de inflación, por lo tanto reduce la credibilidad en la misma y falla en estabilizar las expectativas de crecimiento de los precios.

Un banco central que desea adoptar un régimen de metas de inflación, puede encontrar apropiado en su fase introductoria seguir un enfoque más estricto, de manera que muestre claramente un mayor compromiso hacia la meta de inflación y por este medio construir credibilidad más rápidamente. Esto es particularmente útil si esta fase inicial involucra un programa de desinflación. No es sino hasta una fase posterior, cuando el banco ha demostrado su compromiso y la credibilidad sea en algún grado razonable, que puede haber más espacio para la flexibilidad sin dañar la credibilidad. La existencia de objetivos múltiples y el actual régimen cambiario de minidevaluaciones imposibilitan la realización de una política monetaria efectiva. Todo esto hace suponer que si el BCCR desea tener un mayor control sobre la inflación, debe abandonar la discrecionalidad en el uso de la política monetaria y moverse hacia un esquema basado en reglas.

Anexos

A. Modelo de la brecha de producción

Una práctica común en macroeconomía es descomponer variables del sector real, tales como el PIB, en su componente tendencial y su componente cíclico. Como lo afirman Nelson y Plosser (1982), en el caso de la producción, la teoría del crecimiento indica que dentro de los principales determinantes del crecimiento secular del producto, se encuentran factores como la acumulación de capital, el crecimiento de la población y el cambio tecnológico. Por otro lado, el componente cíclico se asume que será de naturaleza transitoria (estacional), afectado principalmente por factores monetarios y en menor medida por factores reales. Dado que se supone que las fluctuaciones cíclicas desaparecen en el tiempo, cualquier movimiento permanente o de largo plazo es necesariamente atribuido a su componente secular.

En la descomposición de series de tiempo los componentes no son observables directamente, una herramienta útil en la realización de este proceso son los modelos de estado-espacio,

utilizando el filtro de Kalman.¹⁵ Siguiendo a Clark (1987), la brecha de producción se estima en este estudio modelando el producto como la suma de dos componentes independientes no observados, una tendencia lineal local y un proceso autorregresivo de segundo orden.¹⁶ Supóngase que:

$$(A.1) \quad y_t = T_t + X_t$$

$$(A.2) \quad T_t = T_{t-1} + g_t + h_t$$

$$(A.3) \quad g_t = g_{t-1} + w_t$$

$$(A.4) \quad X_t = \theta_1 X_{t-1} + \theta_2 X_{t-2} + l_t$$

$$(A.5) \quad h_t \approx N(0, \sigma_h^2)$$

$$(A.6) \quad w_t \approx N(0, \sigma_w^2)$$

$$(A.7) \quad l_t \approx N(0, \sigma_l^2)$$

La ecuación (A.1) es la descomposición de la actividad económica y_t (logaritmo natural del PIB real) en dos componentes aditivos: T_t su tendencia estocástica y X_t su componente cíclico.¹⁷ La tendencia estocástica se modela como una tendencia lineal local con un término de desplazamiento g_t , que se incluye con el fin de recoger variaciones en la “productividad” costarricense en el período muestral.¹⁸ El modelo de tendencia lineal local es interesante porque también supone que las variaciones de la tendencia seguirán un camino aleatorio y un proceso de ruido blanco. El modelo de Clark supone que la mayor parte de la varianza de una innovación en la actividad económica¹⁹ debe ser asignada al componente no estacional de la tendencia de la serie, mientras que una pequeña porción se dejaría en el componente

¹⁵ Una descripción completa del filtro de Kalman se encuentra en el apartado II, inciso 2 de la investigación.

¹⁶ Este supuesto fue hecho por Watson (1986) y desde entonces ha sido utilizado como una estructura estándar en varios modelos macroeconómicos.

¹⁷ En principio la ecuación consideraba un tercer componente de ruido blanco, pero fue desechado ya que el valor de la varianza estimada de este componente resultó cercano a cero. Aparentemente las irregularidades del producto en el corto plazo se filtran en el proceso de construcción de las variables (Clark, 1987).

¹⁸ Esta medida de variaciones en la “productividad” incluye cambios en la dotación de factores.

¹⁹ Una innovación en la actividad económica se concibe como un cambio no anticipado por los agentes económicos.

cíclico.²⁰ Las innovaciones en T_t están dadas por w_t , mientras que las innovaciones en las tasas de crecimiento están dadas por l_t .

La ecuación (A.4) modela el componente cíclico del producto como un proceso autorregresivo estacionario de segundo orden.²¹ El modelo supone que las variables h_t , w_t , y l_t son procesos independientes de media cero y varianza constante, σ_h^2 , σ_w^2 , σ_l^2 , respectivamente, tal como los que se describen en las ecuaciones (A.5)-(A.7).²²

El modelo se estima para el período muestral 1987:1-2004:4. La representación de estado-espacio del modelo de los componentes estimados no observados del producto es:

$$(A.8) \quad y_t = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_t \\ X_t \\ X_{t-1} \\ g_t \end{bmatrix}$$

$$(A.9) \quad \begin{bmatrix} T_t \\ X_t \\ X_{t-1} \\ g_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & \theta_1 & \theta_2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_{t-1} \\ X_{t-1} \\ X_{t-2} \\ g_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} h_t \\ l_t \\ 0 \\ w_t \end{bmatrix}$$

Una vez que el modelo se encuentra en su forma de estado-espacio, puede estimarse utilizando el filtro de Kalman. En el cuadro (A.1) se indican las varianzas estimadas σ_h^2 y σ_l^2 , σ_w^2 , así como los parámetros fijos del proceso autorregresivo de segundo orden que se ha supuesto para el componente cíclico del PIB real, es decir, θ_1 y θ_2 . La estimación se restringió de modo que

²⁰ Esto fue propuesto inicialmente por Nelson y Plosser (1982).

²¹ El modelo de Lucas (1973) tiene un proceso AR(1) para el componente cíclico del producto. En cambio, en el presente estudio, el proceso de generación de datos del componente cíclico del producto se describe mediante un proceso AR(2). Al igual que en el caso de Lucas, se supone un proceso estacionario.

²² Suponer independencia entre las innovaciones (h_t , w_t , y l_t) no es algo trivial. Este supuesto lo introduce Clark (1987) porque tal y como se presenta el modelo de (A.1)-(A.4) éste no está identificado. Aunque el supuesto no es necesariamente cierto, tampoco está alejado de la realidad. Por ejemplo, innovaciones temporales generadas por el consumo final o el gasto de gobierno no deberían tener incidencia en las tasas de crecimiento de largo plazo del producto. Igualmente, un incremento en la natalidad, que debería cambiar la tasa de crecimiento secular del producto, podría tener un impacto muy pequeño en la demanda de corto plazo.

las raíces de la ecuación característica del proceso (A.4) se encuentren fuera del círculo unitario y que las varianzas σ_h^2 y σ_l^2 sean cifras positivas. Los parámetros son estadísticamente significativos a los niveles habituales, de 90% y 95%.

CUADRO A.1. COSTA RICA: ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS DEL MODELO DE COMPONENTES NO OBSERVADOS DEL PIB REAL, 1987:1-2004:4

Parámetros	Estimaciones	Error estándar
σ_h	0.007386	0.001518
σ_l	0.005152	0.001765
σ_w	0.000001	0.000000
θ_1	1.376517	0.086836
θ_2	-0.473700	0.059765
Logaritmo de la función de verosimilitud	180.8922	

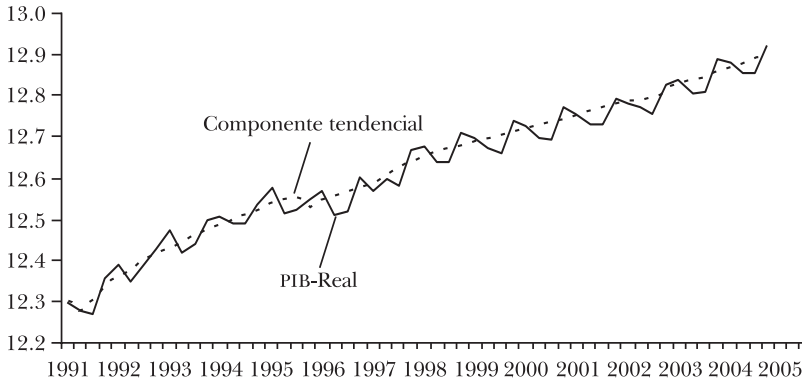
FUENTE: elaboración propia.

Generalmente se piensa que el componente de tendencia del producto surge de los efectos de variables reales que afectan la función de producción agregada. Por ejemplo, un “*shock* real” como los aumentos de los precios del petróleo podrían cambiar la función de producción agregada y por lo tanto la senda (tendencia) del producto interno bruto. Por otro lado, se piensa que la política monetaria y fiscal no tiene mayor impacto sobre la senda de largo plazo de la economía. En cambio, los movimientos cíclicos en la economía se cree que están influenciados por la política monetaria y fiscal, solo si estos no son anticipados por los agentes económicos.

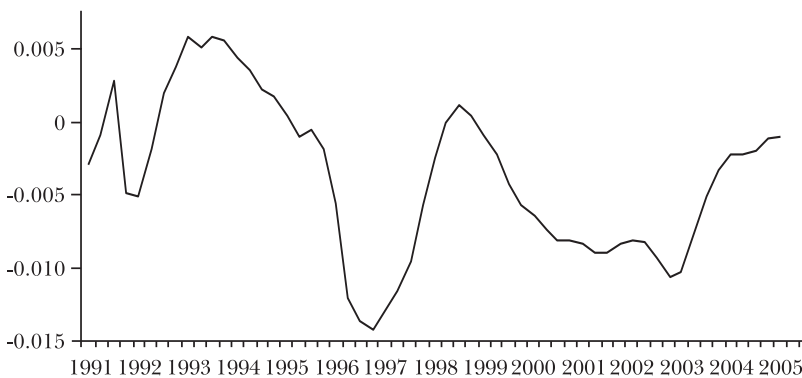
Las gráficas A1, A2 y A3 presentan el logaritmo del PIB real con el componente de tendencia estocástica, el cíclico y el de crecimiento de la productividad, respectivamente.²³ Los resultados de la tendencia muestran que la tasa natural de crecimiento de la economía costarricense para el período 1991:1 – 2004:4 es de 4.5%.

El comportamiento del componente cíclico concuerda con la

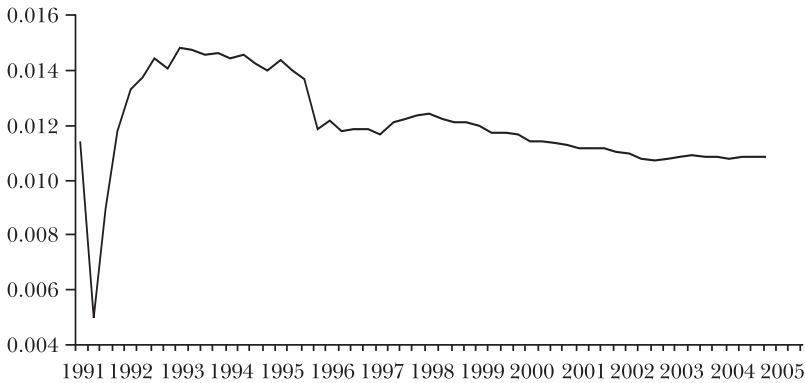
²³ Siguiendo a Nadal de Simone (2001), se agregaron las primeras 16 observaciones muestrales con el fin de eliminar la influencia de las “conjeturas sin fundamento” formuladas con respecto a las variables de estado no estacionarias $B_{0|0}$ (valores iniciales). Se asignaron valores elevados a los elementos de la diagonal de la matriz de covarianzas de $B_{0|0}$, a fin de que la mayor parte de la ponderación en la ecuación de actualización recaiga sobre la nueva información contenida en el error de proyección.

GRÁFICA A.I. COSTA RICA: PIB REAL Y COMPONENTE TENDENCIAL (1991:1-2004:4)

descripción típica de los ciclos económicos en Costa Rica desde los años noventa.²⁴ Los puntos de giro relevantes coinciden con lo encontrado en otras investigaciones que utilizan el índice mensual de actividad económica como variable de referencia, aunque con un método diferente (Vargas, 2005 y Kikut y Muñoz, 1995). La duración promedio del ciclo es de 6 años. Esto es un valor razonable para Costa Rica, y se encuentra dentro del ciclo corto de entre 5 y 7 años, del que habla el NBER (Nelson, 1987, p. 10) en su clasificación de los ciclos económicos. El modelo

GRÁFICA A.II. COSTA RICA: COMPONENTE CÍCLICO DEL PIB REAL (1991:1-2004:4)

²⁴ La suma de los parámetros del proceso autorregresivo es 0.90. La estacionariedad del componente cíclico depende del supuesto de que $(\theta_1 + \theta_2)$ sea menor que 1. Si esta suma es 1 (o muy cercana), el ciclo se vuelve un proceso no estacionario y el modelo de estado espacio representaría la suma de dos procesos aleatorios, uno de ellos autocorrelacionado Nelson (1987).

GRÁFICA A.III. COSTA RICA: COMPONENTE DE CRECIMIENTO DE LA PRODUCTIVIDAD DEL PIB REAL (1991:1-2004:4)

parece captar razonablemente la varianza del producto real de Costa Rica durante el período muestral.

Para el período en cuestión se observa que el área comprendida por la parte negativa del componente cíclico del producto es mayor que el área comprendida por la parte positiva. Ello concuerda con la reducción en el nivel de la inflación y su volatilidad que la autoridad monetaria trataban de obtener, especialmente a partir de la segunda mitad de los noventa (Cordero, 2005). El componente cíclico del producto parece haber llegado a su punto máximo en 1993:2. Pevio a este período se observa una mejora visible en la economía producto de un aumento en la productividad total de los factores. Posterior a esta fecha inicia una aguda crisis fiscal que el gobierno procura resolver mediante una política fiscal restrictiva, dando como resultados una recesión que se extiende hasta 1996:3 (Cordero, 2000).

A partir de 1997:1 se refleja un período de recuperación de la actividad económica, debido primordialmente a la reducción de las tasas de interés y del encaje mínimo legal, factores que impulsaron la demanda, especialmente la inversión y el consumo, comportamiento que se mantiene hasta 1998:2 (BCCR, 1998). A partir de este momento, se observa un giro en el ciclo que pudo estar asociado con el incremento en las tasas de interés internas, presionadas por la mayor necesidad de financiamiento del Ministerio de Hacienda. La desaceleración se prolonga hasta 2002:3, donde la actividad económica se vio afectada por la contracción de la economía de los Estados Unidos de América²⁵ (BCCR, 2002). La recuperación que se observa en el

²⁵ Desde el 2001 se dieron en Estados Unidos de América escándalos financieros que provocaron caídas en los mercados de valores. Esta situación se

último tramo de la serie se asocia con una política monetaria expansiva por parte del BCCR, que incrementó de manera importante el medio circulante en la economía especialmente en 2003 (BCCR, 2003).

El aumento promedio de la productividad parece haber descendido lentamente. Este resultado podría explicarse por lo expuesto por Cordero (2000), quien afirma que las tasas de crecimiento del PIB han estado más estrechamente vinculadas a la acumulación de factores (capital y mano de obra) que con aumentos de productividad. El problema es que la evolución de la productividad ha sido errática a tal punto que según Cordero (2000), los aumentos de eficiencia han ocurrido en períodos de duración limitada. Por ejemplo, entre los años de 1990 a 1994 se observan tasas de crecimiento del producto superiores a 4.0% que llegan hasta 9.2% en 1992, con una interrupción por dificultades fiscales en 1991. La expansión en la eficiencia de este período se refleja en un crecimiento de la productividad total de los factores (Cordero, 2000, p. 30).

B. Índice de impulso fiscal

Siguiendo a Philip y Janssen (2002), el impulso fiscal podría definirse como una medida de si la decisión de política fiscal del gobierno está aumentando o disminuyendo las presiones sobre la demanda agregada de la economía. Los métodos de estimación del impulso fiscal varían desde indicadores simples basados en agregados fiscales hasta enfoques más complicados que requieren juicios de valor. En este apartado se desarrolla un indicador sencillo de entender basado en agregados fiscales.

Para el caso de Costa Rica se considera que el gasto público es excesivo y que tiende a generar presiones inflacionarias. El Banco Central por otra parte se ve obligado a recoger estos excesos de liquidez a través de operaciones de mercado abierto, lo cual podría presionar al alza las tasas reales de interés, que a su vez estrujaría las posibilidades de inversión del sector privado.

Según Nadal de Simone (2000), para conocer si la posición de la política fiscal ha sido expansiva (o contractiva), se puede construir un índice de impulso fiscal. Este índice mide el impacto fiscal del presupuesto del gobierno central en la economía una vez que el efecto de la economía en el presupuesto ha sido

agudizó como consecuencia de los atentados terroristas acaecidos el 11 de septiembre de 2001.

eliminado. La fórmula de cálculo es la que señalamos a continuación:

$$(A.10) \quad \frac{IF_t}{Y_t} = \left(\frac{\Delta G_t}{G_{t-1}} - \frac{\Delta p_t}{p_{t-1}} \right) * \frac{G_t}{Y_{t-1}} - \left(\frac{\Delta T_t}{T_{t-1}} - \frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}} \right) * \frac{T_t}{Y_{t-1}}$$

donde T_t representa los ingresos del gobierno; G_t es el gasto del gobierno; Y_{t-1} es el PIB nominal del período anterior; y P_t es el producto potencial.

Dado que la inflación afecta también al presupuesto a través del costo del servicio de la deuda, el impulso fiscal se calcula con el resultado primario del gobierno central.²⁶ El producto potencial corresponde a la tendencia del PIB, calculado mediante la aplicación de un modelo de estado espacio (ver Anexo A), el cual se infla con el índice implícito del PIB. Las cifras son trimestrales.

El uso de la medida de IF puede ayudar a despejar dos fuentes comunes de confusión en la discusión de la posición de la política fiscal (Nadal de Simone, 2000):

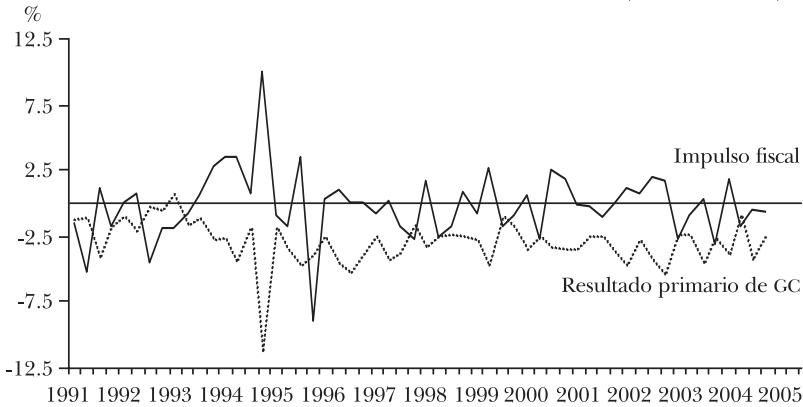
- Lo que interesa son los cambios en el balance presupuestario, en contraste con la visión tradicional del presupuesto y su interacción con la política monetaria que se enfoca en el nivel.
- Como el presupuesto tiene un componente cíclico y otro no cíclico, es importante distinguir entre éstos cuando se analiza el impacto económico de cambios en el balance presupuestario.

Los efectos de la política fiscal dependen (entre otras cosas) de la situación de la economía. En la gráfica (A.IV) se pueden destacar algunos períodos, sin ser exhaustivos en el análisis, donde la medida de impulso fiscal ha cambiado de expansiva a contractiva y viceversa:

- A partir del 1992:3 se observa un ciclo expansivo de la política fiscal, propiciado primordialmente por los programas de movilidad laboral que se impulsaron en ese momento (Méndez y Durán, 1995).
- En 1994:1 se comienza a gestar una crisis fiscal, año en que se observó un crecimiento de los gastos que triplicó el crecimiento de los ingresos, dicha situación se vio agravada por el cierre y liquidación del Banco Anglo (Méndez y Durán, 1995).

²⁶ Las cifras se obtuvieron en el Departamento Monetario, Área de Políticas y Programación Financiera del Banco Central de Costa Rica

GRÁFICA A.IV. COSTA RICA: ÍNDICE DE IMPULSO FISCAL Y RESULTADO PRIMARIO DEL GOBIERNO CENTRAL COMO % DEL PIB (1991:1-2004:4)



- En 1994:4, se inicia una fase contractiva de la política fiscal, reforzada en 1995:2, momento en el que el gobierno implementa, además de la contención del gasto, una reforma tributaria que llevó a un aumento del impuesto de ventas, consumo y renta (BCCR, 1996). Se refleja una reacción del ciclo que sugiere una política fiscal contractiva mayor que la que se captura a través del resultado primario del gobierno central.
- De 1996:1-1997:4 se observa el mayor impacto contractivo de las medidas de política fiscal implementadas en 1995, en este período se continuó con una política de reducción de gastos, así como medidas para incrementar la recaudación (BCCR, 1997; BCCR, 1998b).
- En el período comprendido entre 1998:2-2000:2 se reflejan varios períodos de políticas fiscales expansivas propiciadas por un aumento en el nivel de recaudación, asociado a un mayor nivel de actividad económica que permitió expandir el gasto. (BCCR, 2001.)
- De 2000:3-2001:3 se observa una disminución en la medida de impulso fiscal que se explica entre otras cosas por la eliminación del otorgamiento de certificados de abono tributario a partir del año 2000, que permitió ampliar la base gravable sujeta al impuesto sobre la renta de las empresas. (BCCR, 2001.)
- De 2001:4-2002:4 se observa un aumento de la medida de impulso fiscal, explicado por una disminución de los ingresos tributarios debido a la aplicación de las disposiciones de la ley

de simplificación tributaria y una aceleración en los gastos por concepto de ajustes salariales del Gobierno (BCCR, 2002).

Contrario al punto de vista convencional sobre la política fiscal expansiva en Costa Rica, en el período de estudio se observan intentos por contener el ciclo expansivo de dicha política. El número de trimestres en los que la política fiscal ha sido contractiva, medido a través del índice de impulso fiscal, corresponde a 47% de la muestra. Sin embargo, tal y como lo afirman Méndez y Durán (1995), debido a la relativa pasividad gubernamental por evitar el deterioro de los ingresos públicos (y contener gastos) en el lapso considerado, éstos han tendido a variar más como respuesta a los vaivenes de la actividad económica, que como resultado de una política autónoma sostenida.

REFERENCIAS

- Banco Central de Costa Rica (1996), *Memoria Anual de 1995*; disponible en: <http://www.bccr.fi.cr>.
- Banco Central de Costa Rica (1997), *Memoria Anual de 1996*; disponible en: <http://www.bccr.fi.cr>.
- Banco Central de Costa Rica (1998a), *Informe Económico I Semestre 1997*; disponible en: <http://www.bccr.fi.cr>.
- Banco Central de Costa Rica (1998b), *Memoria Anual de 1997*; disponible en: <http://www.bccr.fi.cr>.
- Banco Central de Costa Rica (2001), *Memoria Anual de 2000*; disponible en: <http://www.bccr.fi.cr>.
- Banco Central de Costa Rica (2002), *Informe Económico I Semestre 2001*; disponible en: <http://www.bccr.fi.cr>.
- Banco Central de Costa Rica (2003), *Informe Económico I Semestre 2002*; disponible en: <http://www.bccr.fi.cr>.
- Banco Central de Costa Rica (2005), *Revisión del Programa Monetario 2005-2006*; disponible en: <http://www.bccr.fi.cr>.
- Banco Central de Chile (2005), *Políticas del Banco Central*; disponible en: <http://www.bcentral.cl/esp/fuyorg/funciones/05.htm>.
- Blake, A. (2002), *State-Space Models and the Kalman Filter: Application, Formulation and Estimation*, Centre for Central Banking Studies, Banco de Inglaterra.
- Carare, A., A. Schaechter, M. Stone y M. Zelmer (2002), *Establishing Initial Conditions in Support of Inflation Targeting*, FMI (Working Paper WP/02/102).
- Clark, P. K. (1987), "The Cyclical Component of U.S. Economic Activity", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 102, pp. 797-814.

- Cordero, J. A. (2000), "El crecimiento económico y la inversión: el caso de Costa Rica", *Serie Reformas Económicas* (CEPAL), n° 52.
- Cordero, J. A. (2005), *Inflación, política monetaria y régimen cambiario en Costa Rica*, Universidad de Costa Rica (La formación de Economistas: Ensayos en Honor a Doña Pepita, pp. 149-91).
- Durán, R., B. Laverde y M. Solano (2003), *Evaluación de variables económicas para pronósticos de inflación en Costa Rica*, Departamento de Investigaciones Económicas, División Económica. Banco Central de Costa Rica (Documento de Investigación DIE-02-2003-DI); disponible en: <http://www.bccr.fi.cr/ndie/Documentos/DIE-02-2003-DI-VARIABLES%20PARA%20PROYECIONES%20DE%20INFLACION.pdf>.
- Durbin, J., y S. Koopman (2001), *Times Series Analysis by State Space Methods*, Oxford University Press (Oxford Statistical Science Series, n° 24).
- Elliott, G., T. J. Rothenberg y J. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, n° 64, pp. 813-36.
- Flores, M., A. Hoffmaister, J. Madrigal y L. Villalobos (2000), *Función de reacción de la tasa de interés en Costa Rica*, Departamento de Investigaciones Económicas, División Económica. Banco Central de Costa Rica (Nota de Investigación, n° 2-00); disponible en: <http://www.bccr.fi.cr/ndie/Documentos/DIE-04-2003-DI-R-FUNCION%20DE%20REACCION%20PARA%20LA%20TASA%20DE%20INTERES.pdf>.
- Friedman, M. (1956), "The Quantity Theory of Money: a Restatement", en M. Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press.
- Greenslade, J., R. Pierse y J. Saleheen (2003), *A Kalman Filter Approach to Estimating the UK NAIRU*, Banco de Inglaterra (Working Paper, n° 179); disponible en: <http://ssrn.com/abstract=425762>.
- Harvey, A. C. (1989), *Forecasting, structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Kikut, A. (2003a), *Uso del filtro de Kalman para estimar la tendencia de una serie*, Departamento de Investigaciones Económicas, División Económica, Banco Central de Costa Rica (Nota Técnica); disponible en: <http://www.bccr.fi.cr/ndie/Documentos/DIE-87-2003-IT-FILTRO%20DE%20KALMAN%20PARA%20ESTIMAR%20TENDENCIA.pdf>.
- Kikut, A. (2003b), *Estimación de dólares en circulación en Costa Rica: una aproximación metodológica*, Departamento de Investigaciones Económicas, División Económica, Banco Central de Costa Rica (Informe Técnico, n° 89).

- Kikut, A., y E. Muñoz (1995), *¿Existe relación entre la duración de una expansión del ciclo económico y la duración de la contracción siguiente?: el caso de Costa Rica*, Departamento de Investigaciones Económicas, División Económica, Banco Central de Costa Rica (DIE-PI-06-94/R); disponible en: <http://www.bccr.fi.cr/ndie/Documentos/PI-06-1994R.PDF>.
- Kim, C.-J., y C. R. Nelson (1989), *The Time-Varying Parameter Model as an Alternative to ARCH for Modeling Changing Conditional Variance: The Case of the Lucas Hypothesis*, NBER (Working Paper, n° 70).
- Kim, C.-J., y C. R. Nelson (1999), *State-Space Models with Regime Switching*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- León, J., A. Morera, W. Ramos (2001), *El pass through del tipo de cambio: un análisis para la economía costarricense de 1991 al 2001*, Departamento de Investigaciones Económicas, División Económica, Banco Central de Costa Rica (Documento de Investigación); disponible en: <http://www.bccr.fi.cr/ndie/Documentos/DIE-DM-11-2001-DI-EL%20PASS%20THROUGH%20DEL%20TIPO%20DE%20CAMBIO.pdf>.
- Lucas R. E. (1973), "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, vol. 63, pp. 326-34.
- Martínez, J. C. (2001), *La inflación en la economía de mercado, virtudes e inconvenientes*, edición de 18 de marzo de 2005; disponible en: <http://www.eumed.net/cursecon/13/>.
- Méndez, E. y R. Durán (1995), *Orientación discrecional y cíclica de la política fiscal en Costa Rica*, Departamento de Investigaciones Económicas, División Económica, Banco Central de Costa Rica; disponible en: <http://www.bccr.fi.cr/ndie/Documentos/PI-01-1995R.PDF>.
- Misas, M., y D. Vásquez (2002), *Expectativas de inflación en Colombia: un ejercicio econométrico*, Subgerencia de Estudios Económicos, Banco de la República, Colombia; disponible en: <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra212.pdf>.
- Mishkin, F. (1999), "International Experiences with Different Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, vol. 43, n° 3, pp. 579-605.
- Nadal de Simone, F. (2000), "Monetary and Fiscal Policy Interaction in a Small Open Economy: The Case of Singapore", *Asian Economic Journal*, vol. 14, n° 2, pp. 211-31.
- Nadal de Simone, F. (2001a), "Inflation Targeting in a Small Open Economy: The Behaviour of Price Variables", *New Zealand Economic Papers*, n° 35, pp. 101-29.
- Nadal de Simone, F. (2001b), "Proyección de la inflación en

- Chile”, *Revista Economía Chilena*, vol. 4, n^o 3, pp. 59-85.
- Nelson, C. R. (1987), *Spurious Trend and Cycle in the State Space Decomposition of a Time Series with a Unit Root*, NBER (Working Paper, n^o 63).
- Nelson, C. R., y C. I. Plosser (1982), “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, pp. 139-162.
- Phillip, R., y J. Janssen (2002), *Indicators of Fiscal Impulse for New Zealand*, New Zealand Treasury (Working Paper, n^o 02/30).
- Schmidt-Hebbel, K. (2005), *Tipo de cambio, metas de inflación y miedo a flotar en Chile y más allá*, Conf. Banco Central de Costa Rica, 11 de julio de 2005.
- Solera, A. (2003), *El filtro de Kalman*, Departamento de Investigaciones Económicas, División Económica, Banco Central de Costa Rica (Nota Técnica); disponible en: <http://www.bccr.fi.cr/ndie/Documentos/DIE-02-2003-NT-FILTRO%20DE%20KALMAN.pdf>.
- Stone, M., y A. Bhundia (2004), *A New Taxonomy of Monetary Regimes*, FMI (Working Paper WP/04/191).
- Svensson, L. (1997), *Inflation Targeting in an Open Economy: Strict or Flexible Inflation Targeting?*, Victoria University of Wellington, New Zealand, noviembre de 1997 (Public Lecture).
- Vargas, R. (2005), *Impacto del ciclo económico y político en la volatilidad de las utilidades operativas del sector bancario comercial de Costa Rica*, proyecto final de graduación, maestría en Economía con énfasis en banca y mercado de capitales, Universidad de Costa Rica.
- Watkins, T. (2005), *Country Risk Premiums*, Economics Department, San Jose State University; disponible en: <http://www2.sjsu.edu/faculty/watkins/countryrisk.htm>.
- Watson, M. (1986), “Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 18, pp. 49-76.
- Zamaróczy, M. de, y S. Sa, (2002), *Macroeconomic Adjustment in a Highly Dollarized Economy: The Case of Cambodia*, FMI (Working Paper WP/02/92).

Bernardo X. Fernández Tellería

Dollarization hysteresis, network externalities and the “past legacy” effect: the case of Bolivia

I. INTRODUCTION

Many researchers agree that dollarization –a phenomenon by which residents of a country extensively use foreign currency alongside or instead of the domestic currency– has become one of the leading theoretical and policy debate issues of the past years.¹ This debate has focused mostly on a number of Latin-American less developed and emerging countries; the main issue under discussion being whether these countries should fully dollarize or, instead, pursue zero-dollarization. Unfortunately, as both alternatives enjoy significant support by numerous economists, the debate is far from being resolved and, indeed

¹ See, for example, Baliño *et al.* (1999), Calvo (1999), Schuler (2005) and Salvatore (2003).

Paper prepared by B. X. Fernández Tellería, Jefe del Departamento de Análisis y Control de OMA, Banco Central de Bolivia, and presented at the XI Meeting of the Network of America Central Bank Researchers, hosted by the Banco Central de la República Argentina, in Buenos Aires, November 22-24, 2006. This paper is a condensed version of the author MSc dissertation at the University of Strathclyde. The author is very grateful to Professor Jacques Mélitz for his guidance. I also thank Julia Darby and Walter Orellana. E-mail: bfernandez@bcb.gov.bo.

its intensity has been increasing markedly the recent years.

What is still somewhat overlooked by this normative debate is the fact that most of the countries under analysis are already partially but highly dollarized principally as a result of severe high inflation and currency crisis experiences in the past (Calvo, 1999). The cases of Argentina, Peru, Uruguay and particularly Bolivia are the most visible ones (Savastano, 1996). What is more, even after several years of economic stability and low inflation and exchange rate depreciation rates that followed, dollarization showed substantial levels of persistence, a phenomenon which is frequently called dollarization hysteresis.

Many authors² regard the current monetary systems in these countries, where both the foreign and the domestic currency co-exist, as being prone to currency-mismatch-related risks whose prevention could eventually make extreme regimes (*i.e.* full dollarization or, conversely, zero dollarization) more preferable. At this juncture, dollarization hysteresis has decisive effects over a highly-dollarized nation's desire to shift to another monetary regime. For instance, if zero-dollarization is pursued, signs of hysteresis would imply the necessity of stronger and more costly measures to encourage de-dollarization. In fact, some authors point out that if such measures are excessively costly, dollarization may have to be seen as virtually irreversible (Feige *et al.*, 2003). Conversely, if full dollarization were the preferred regime, the presence of hysteresis would probably ease the remaining steps towards it. Knowledge of the causes and consequences of dollarization hysteresis is therefore a significant input into the normative dollarization debate.

Early economic models on dollarization usually adopted a portfolio-balance approach where the interest rate differentials and the exchange risk are the main factors driving the currency-choice process among agents (Mizen and Pentecost, 1996). While possibly explaining why dollarization may have started, these models have not been able to explain cases where dollarization persists even if the domestic inflation is low and the interest rate differentials have been favouring domestic assets for several years (Oomes, 2003). In other words, they fail in explaining dollarization hysteresis.

This document proposes two alternative phenomena to explain dollarization hysteresis: network externalities and the so-called past legacy effect. The former implies that the benefits for a given agent of holding a certain currency increase with the

² See Baliño *et al.* (1999) and Gulde *et al.* (2004).

use of the same currency by other agents. If, for some reason, this phenomenon favours a foreign currency such as the US dollar and becomes strong enough, a high degree of dollarization may persist after macroeconomic stabilization and despite a low rate of return on foreign assets. In turn, the past legacy effect is defined as a particular investment behaviour caused by a long memory of violent episodes of inflation and currency crisis caused by past monetary and fiscal mismanagement (Baliño *et al.*, 1999).

This study rests in a theoretical model developed by Oomes (2003), which takes into account these phenomena to explain the dynamics of dollarization and examine the main features of dollarization hysteresis. In short, the model shows that: *i*) network externalities in the demand for currency can generate multiple equilibria for dollarization but only the extreme cases (those consistent with high or low dollarization) are stable steady-states; *ii*) the high-dollarization steady-state can be reached with sufficiently large levels of currency depreciation; and *iii*) the past legacy effect increases the likelihood of reaching such high-dollarization steady-state, so the reversion of dollarization becomes more difficult.

The network externalities and past legacy effect hypotheses will be tested for the case of Bolivia, one of Latin America's most severe cases of dollarization (Feige *et al.*, 2003). The unique hyperinflation and currency crisis experiences of Bolivia in the 1980s and the relatively quiet years that have followed offer an interesting opportunity to observe how dollarization evolves under such contrasting circumstances. The estimations of the model will profit greatly from a new source of data on US dollar currency holdings in Bolivia (a variable whose estimation has constantly been elusive in the empirical work on dollarization) collected by the US Custom Service over the last 28 years.

The document proceeds as follows. Section II discusses the multiple forms of dollarization and the main benefits and costs often attributed to it. Dollarization hysteresis and its causes are discussed in Section III using a sample of four Latin-American economies. Section IV presents the model in its structural form and also derives a linear reduced-form of it so standard econometric techniques can be utilized next. The results of the empirical work using Bolivian data are presented in Section V. These are then interpreted and used to analyse some exchange rate policy implications related to the potential desire to change the current dollarization levels in Bolivia. Section VI summarizes and concludes.

II. CONCEPTUAL ISSUES ON DOLLARIZATION

1. Definitions

In the most general sense, dollarization could be defined as a phenomenon by which residents of a country extensively use a foreign currency alongside or instead of the domestic currency (Schuler, 2005). Many authors³ stress the little consensus that has characterized the search for more insightful definitions of dollarization in the past decades, provided that it is possible to study this phenomenon from diverse perspectives. This section tries to present a set of definitions that might possibly meet the widest agreement today.

The multiple forms dollarization may take will be examined in accordance with two major criteria. The first one is a theoretical approach associated with the monetary services provided by a currency. The second criterion considers the legal tender status of a currency in line with a country's existing laws.

a) The monetary services criterion

According to this criterion, which considers the services provided by a currency, dollarization is the result of two related phenomena: currency substitution and asset substitution. Currency substitution (CS) occurs when foreign-currency-denominated assets are used as a medium of exchange and unit of account while asset substitution (AS) occurs when foreign-currency-denominated assets are mainly used as store of value (interest bearing assets or cash). This distinction is consistent with most of the relevant literature.⁴ McKinnon (1996) labelled this two terms "direct currency substitution" and "indirect currency substitution" while Gulde *et al.* (2004) renamed them as "payments dollarization" and "financial dollarization", respectively.

Some authors⁵ consider it important to introduce another phenomenon which usually accompanies AS, known as liability dollarization (LD). LD refers to a situation where domestic residents tend to borrow funds denominated in foreign currency.

³ See, for example, McKinnon (1996), Mizen and Pentecost (1996) and Savastano (1996).

⁴ See, for example, Calvo and Végh (1992) and Baliño *et al.* (1999) and Feige *et al.* (2003).

⁵ See Calvo (1999) and Calvo *et al.* (2004).

It is particularly relevant in many less developed countries where foreign loans, normally denominated in foreign currency, represent a key source of funding for their financial systems (Calvo, 1999). In these cases, banks generally try to balance their large foreign-currency-denominated liabilities by encouraging foreign-currency lending (*e.g.* by offering better financial conditions for it when compared to domestic-currency lending) and extending it to domestic-currency earners. Thus, LD generates a number of currency-mismatch-related risks which tend to weaken the solvency of the financial systems, particularly in episodes of significant exchange rate depreciation (Calvo *et al.* 2004). Given their importance, these financial risks are discussed later on this section.

b) The legal tender status criterion

Legal tender is defined as currency that cannot legally be refused in payment of debt, unless an explicit agreement to pay in a different currency had previously existed.⁶ Thus, according to this criterion, dollarization may take three different forms. The first one is commonly known as full or Official Dollarization (OD), by which the foreign currency is adopted as the unique legal tender and the domestic currency is abandoned on a permanent basis. Panama adopted the US dollar as full legal tender since its independence in 1904 and until 2000 was considered the only independent and sizeable country under such regime. Recently, Ecuador (2000), El Salvador (2001) and Guatemala (2001) have also become fully-dollarized.

The second form is known as Partial Official Dollarization (PD), where both the domestic and the foreign currency are full legal tender and are let to freely compete for the public's currency preferences. According to the International Monetary Fund (IMF) only a dozen of countries including Bahamas, Cambodia and Haiti are included under this classification.⁷

The third and last form is frequently labelled Unofficial dollarization (*UD*), whereby the domestic currency is the only legal tender and the use of the foreign currency, although authorized for some purposes, is restricted for many others (Schuler, 2005). For example, the *boliviano* is the only legal tender in Bolivia. Holding deposits and cash in USD is permitted in this country and even private legal contracts can be denominated

⁶ See the Concise Oxford English Dictionary (2004).

⁷ Also known as semi-official dollarization. See IMF (2000).

and settled in USD if the parties decide so. However, unless previously agreed, USD can be rejected in payment of a debt. Moreover, the use of USD has many other relevant restrictions related to transactions with the public sector. That is, any transfer of resources from the private sector to the public sector (taxes, payments for public services and social security) must be denominated and settled in bolivianos.⁸ The same is also obligatory for any transfer of resources from the public sector to the private sector (wages of public workers, payments for private services and subsidies).

This definition of *UD* will be constantly used throughout this study and especially when the particular case of Bolivia is addressed, as it is consistent with most of the literature on this topic.⁹ In effect, according to the current IMF's exchange rate regime classification,¹⁰ *UD* is known to be present in different degrees in a number of Latin-American countries such as Argentina, Bolivia, Costa Rica, Nicaragua, Peru and Uruguay.

Before concluding this part, it is important to stress the fact that only under PD or *UD* the domestic monetary authority can still have some degree of monetary policy independence as long as agents voluntarily choose the domestic currency to provide them with monetary services. As said before, under OD this possibility is abandoned on a permanent basis. In the same way, the definitions of dollarization given by the monetary services criterion are relevant only under PD or *UD*, since in both regimes the agents' preference for one currency or another will tend to affect the degree of dollarization in a country. Again, when OD is the prevailing regime, dollarization in any of its multiple forms is complete regardless of currency-preference considerations.

2. The benefits and costs of official and unofficial dollarization

Latin-American economies are always under scrutiny in the dollarization debate, where some consider Bolivia as one of the strongest candidates to adopt an OD regime in the near future

⁸ Except for the Tax for Flying Abroad which, before 2002, was periodically adjusted to the *boliviano* - USD exchange rate.

⁹ See for example Schuler (2005), Feige *et al.* (2003), Kamin and Ericsson (2003) and Feige and Dean (2004).

¹⁰ The classification given by IMF excludes many highly-dollarized countries from the list of countries under PD since in these the foreign currency is not legal tender. See, for example, IMF (2000) and Fisher (2001).

(Salvatore, 2003). Such debate naturally ends up looking at the expected benefits and costs that OD would imply for a given country.

Supporters of OD¹¹ often cite poor monetary and fiscal performances which generated or exacerbated a large record of hyperinflations and currency crisis in many underdeveloped countries as the main motivations for full dollarization. In other words, OD would involve importing a superior foreign monetary policy as well as a lower and stable foreign inflation rate (Mundell, 2003). Thus, in general, three main benefits are often related to OD: *i*) macroeconomic stability, *ii*) elimination of currency depreciation risk, and *iii*) financial integration. Conversely, OD opponents¹² cite a number of related costs such as: *i*) the loss of seignorage revenues, *ii*) a higher dependency and vulnerability against the foreign currency issuer's monetary policy, and *iii*) the weakening of the central bank's capacity as lender of last resort.¹³

This debate has continued with a number of counter-arguments from both sides,¹⁴ where the narrow range of historical experiences of OD accounts as the main reason why it is far from been resolved. While Panama appears to be the only independent sizeable country that can be used to study the insights of OD, the country's close historical, political and economic links to the US implies that any examination of this economy should be taken with care. Perhaps the recent experiences with OD in Ecuador, El Salvador and Guatemala will provide richer information to the debate, although more time is required.

Nevertheless, it is important to note that, from a positive point of view, the current high levels of *UD* many Latin - American countries already face also imply benefits and costs that must be taken into account in the dollarization debate. *UD* can be considered as a less drastic alternative than OD that governments can motivate in first place in order to stop and reverse capital flights in countries that have experienced large periods of macroeconomic instability and high inflation. This was indeed the case of several Latin-American countries (such as

¹¹ See, for example, Mundell (2003), Calvo (1999) and Schuler (2005).

¹² See, for example, Cohen (2003), Edwards (2003) and Rojas-Suarez (2003).

¹³ Fischer (1999) suggests that the government can still deal with potential banking sector problems even under OD, via other standard revenue sources, such as taxes.

¹⁴ See Berg and Borennzstein (2003).

Argentina, Bolivia, Peru and Uruguay) where Foreign Currency Deposits (*FCD*) were allowed since the mid-1970s to stop the fall of deposits in domestic banks and to reverse the sharp increase in Cross Border Deposits (CBD) that took place under the episodes of high inflation and large devaluation in that decade.¹⁵ In that sense, three main benefits can be regarded to *UD*:

- *Re-intermediation*. Availability of *FCD* in a country can stop and reverse capital flights, since agents may be willing to return to domestic intermediaries (attracted by higher returns) only if they can hold foreign-currency-denominated assets and avoid large depreciation and hyperinflation risks.
- *Financial Deepening*. In a *UD* scenario, domestic banks can still expand their financial services supply to compete for *FCD* held abroad, given that agents are less willing to bear domestic-currency-related risks but could be attracted by higher interest rates. *FCD* can also facilitate integration to the international market and reduce international financial transaction costs.
- *Credibility*. If *FCD* are allowed then the credibility of the future domestic monetary policy in the residents' eyes could increase, as the costs of monetary indiscipline will be higher. That is, under any suspicion of mismanagement agents can rapidly abandon the domestic currency and shift their investment portfolios towards *FCD* or Foreign Currency Cash (*FCC*), in which case the control of the money supply is seriously hindered. Note that while *FCD* do not cover agents from confiscation risk, *FCC* (cash "under the mattress") can be used for this purpose, especially when CBD are not attractive due to low international interest rates or if investing abroad is either restricted or too costly.

As said before, much of these benefits were present when the episodes of financial crisis and macroeconomic instability were experienced by Argentina, Bolivia, Peru and Uruguay in the 1970s and 1980s. Yet the levels of *UD* in these countries kept firmly increasing the following years despite the evident improvement of the economic conditions¹⁶ and, consequently, introduced new challenges to their financial sectors. More

¹⁵ See Baliño *et al.* (1999).

¹⁶ Except for short periods of compulsory de-dollarization in Bolivia, Peru and Argentina, which are discussed later.

specifically, high levels of *UD* involve two specific types of financial risk:

- *Liquidity risk.* Systemic liquidity risk exists if the demand for *FCD* falls, due to an increase in the perceived country risk (political instability) or bank risk, and depositors convert their deposits in foreign-currency-denominated cash or transfer them abroad. Then, unless *FCD* in domestic banks are backed by sufficient liquid foreign-currency-denominated assets, banks may run out of reserves and fail to honour their liabilities. The monetary authority's lender of last resort function is indeed designed to moderate this kind of circumstances. However, if the extent of the bank run is large enough the authority may also run out of international reserves. In such case, the agents' fears that motivated the run in first place become self-validated.
- *Solvency risk.* Partially-dollarized economies usually exhibit high levels of LD in both the private and the public sectors. In the case of the latter, even though public revenues are generally denominated in domestic currency, governments usually attempt to attract private domestic and foreign savings to finance their fiscal deficits by issuing foreign-currency-denominated public bonds.
- In such context, a large depreciation of the exchange rate will undermine the domestic-currency-earners' ability to pay-off their dollarized debts, including those issued by the governments. The default levels in the domestic banking sector will tend to rise and, with it, the risk of insolvency in the future. Therefore, the country's international creditworthiness could be seriously damaged and lead international lending to a "sudden stop",¹⁷ thus reducing the country's sources of funding and aggravating its fiscal and financial crisis. In addition, the negative effects of a sharp depreciation will tend to be more intense if the share of tradable goods output (which can be rapidly transformed into exports to supply extra foreign currency) is small.

Note that besides the above cited risks, *UD* also implies a set of costs that are similar but logically less pronounced than those cited in the case of *OD*. In other words, the greater the degree of *UD* in a country, the less will be the monetary authority's ability to earn *seigniorage* revenues as well as its degree of control

¹⁷ See Calvo *et al.* (2004).

over the effective money supply in the economy. Significant levels of *UD* imply that the effective money supply is larger than the domestic money supply and thus it acquires an endogenous behaviour.

Overall, the *UD* benefits appear to have been quite relevant for a set of countries aiming to overcome large macroeconomic disorders and re-intermediate their economies over the past decades. Yet, its costs and in particular its related risks are widely present nowadays, leaving these countries in a rather uncomfortable situation of high vulnerability against shocks and speculative behaviours. This is perhaps one of the main reasons why Latin-America has been at the centre of the dollarization debate over the last years.

III. DOLLARIZATION HYSTERESIS

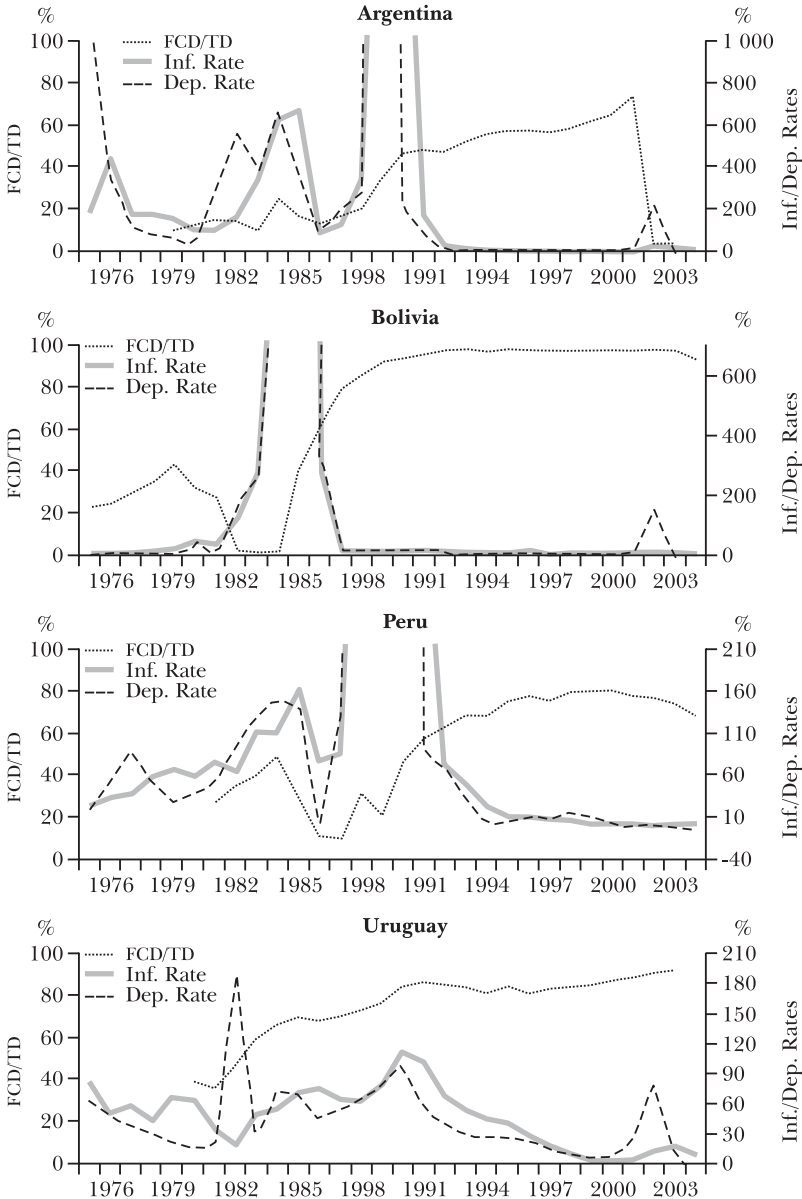
1. Definition and presence in Latin-America

Dollarization hysteresis can be defined as a phenomenon that occurs when dollarization (in the form of currency and/or asset substitution) rises as a result of a significant increase in inflation or the exchange rate but does not decrease when these variables fall (Oomes, 2003). Many authors have recognized or at least warned about this sort of “stylised fact” in the Latin-American dollarization processes.¹⁸ To see this, Figure I presents the evolution of the *FCD* to total deposits (*TD*) ratio and the inflation and exchange rate depreciation rates for Argentina, Bolivia, Peru and Uruguay, which are known to be experiencing the highest levels of dollarization in the region (Feige *et al.* 2003).

The typical symptoms of dollarization hysteresis can be easily identified in the cases of Argentina and Uruguay. As their domestic currencies were rapidly losing value due to high inflation and depreciation rates over the 1980s, domestic depositors in these countries shifted their savings into *FCD*. Indeed, *FCD* rose sharply between 1981 and 1983 and again in 1989 in Uruguay and between 1989 and 1991 in Argentina, as their inflation and depreciation rates reached maximum levels. Nevertheless, when stability was recuperated the following years and both rates were low and under control during most of the 1990s, the *FCD/TD* ratios kept increasing and seemed to stabilize

¹⁸ See for example, Savastano (1996) and Feige *et al.* (2003).

FIGURE I. FOREIGN CURRENCY DEPOSITS TO TOTAL DEPOSITS, INFLATION RATE AND DEPRECIATION RATE IN SELECTED LATIN-AMERICAN COUNTRIES, 1975-2003^a



^a The data on the FCD/TD ratio were collected from the IMF *International Financial Statistics (IFS)* for Bolivia; the IMF Country Report 04/195 for Argentina; the Central Bank of Peru and De la Rocha (1996) for Peru; and the Central Bank of Uruguay for Uruguay. Data on inflation and exchange rate depreciation against the US Dollar were collected from the *IFS*.

only at very high levels of over 80% in Uruguay and less than 60% in Argentina. In fact, due to the severe financial and fiscal crisis that affected both countries in 1999, the ratios regained some of their rising trends, especially in Argentina.

Only the compulsory *pesofication* of *FCD* in 2002 disrupted the upward trend of the mentioned ratio for Argentina, although not without costly consequences (Perry and Servén, 2003).¹⁹ Moreover, one might expect that, despite *pesofication*, dollarization in Argentina has remained high over the last years, although most in the form of CS (Feige *et al.* 2003), which can not be captured by the *FCD/TD* ratio.

Bolivia and Peru also experienced episodes of compulsory reductions in *FCD* that explain the sharp drop in their ratios during the 80s. In Bolivia, *FCD* were not allowed between 1982 and 1985, in the midst of a severe economic and political crisis that led the country to a record hyperinflation, unsustainable rates of exchange rate depreciation, the default of the public debt and an early call for presidential elections (Antelo, 2000). Yet, it is known that USD currency was still circulating in Bolivia during this period, representing a sizable amount in real terms (Melvin, 1988). Again, as the *FCD/TD* ratio is unable to capture this phenomenon, a more appropriate measure of dollarization will be introduced in Section V.

Once *FCD* were authorized again in 1985, along with other policy measures which helped to stop hyperinflation and the rigorous depreciation of the Bolivian currency against the USD almost immediately, the *FCD/TD* ratio easily surpassed its pre-1982 levels and kept rising until 1993 where it stabilised around 96% for several years. Since 2003, it showed a slight decreasing trend, possibly encouraged by the introduction of a tax on financial transactions (July-2004), which has a larger effect on transactions settled in USD than in those settled in *bolivianos*.²⁰

A similar succession of events took place in Peru. *FCD* were banned in 1985, causing significant capital outflows while the country was facing a severe economic crisis characterised by hyperinflation, a sharp depreciation of the exchange rate and

¹⁹ As *pesofication* was forced using an overvalued (fixed) official exchange rate, commercial banks were left with severe imbalances in their foreign exchange positions and depositors had to absorb significant capital losses on their savings. See Perry and Servén (2003) for further details.

²⁰ Until July 2005, all financial transactions settled in USD had to pay a 0.3% tax (currently the tax is 0.15%), including *FCD* withdrawals and deposits of over USD 1,000 (currently the amount is USD 2,000). Domestic currency deposits are not affected by this tax.

the default of the public debt (De la Rocha, 1996). Once the ban was lifted in 1990 in an attempt to re-monetize the economy, *FCD* rose sharply and the *FCD/TD* ratio reached its maximum in 1999 before showing slight signs of decrease the following years.

The evident presence of dollarization hysteresis in many Latin-American and other partially-dollarized countries represents a significant drawback for traditional models of dollarization (mainly based in return rates and portfolio balance considerations), as they predict an instantaneous fall in dollarization once the domestic inflation and the exchange rates are also low and under control (Oomes, 2003). New advances on this field have thus focused on two phenomena which have proved very helpful to explain the evolution of dollarization and particularly its persistence at very high levels. These two phenomena are the so-called past legacy effect and network externalities.

2. The past legacy effect

The past legacy effect can be defined as an atypical investment behaviour caused by a long memory of several important and violent episodes of high inflation and currency and financial crises mainly caused by monetary and fiscal mismanagement. Such appalling policy record leads citizens' expectations about the future stability and sustainability of the domestic monetary and fiscal regimes to be pessimistically biased.²¹ Therefore, *UD* is the result of firms and individuals voluntarily choosing to use a stronger foreign currency in order to avoid the highly probable negative outcomes that will affect to domestic-currency users.

However, such biased beliefs should not be perennial. One may expect that if macroeconomic stability has been present for a reasonable period of time, then agents should correct their pessimistic expectations when making investment decisions. Nevertheless, the lengthier and more severe the record of bad economic policy in a country, the longer their citizens' adjustment period will be and, accordingly, the stronger the past legacy effect that encourages persistence of dollarization.

Although not many studies are available on this topic, there is some strong evidence suggesting that the past legacy effect has been common in many Latin-American countries.²² Usually,

²¹ A similar definition was given by Peiers and Wrase (1997).

²² See for example Peiers and Wrase (1997), Uribe (1997) and Feige *et al.* (2003).

this effect has been modelled by means of a so-called ratchet effect, defined as phenomenon where a dependent variable reacts asymmetrically to changes in a key explanatory variable.²³ Such concept is clearly consistent with the notion of dollarization hysteresis if the dollarization ratio is taken as the variable that reacts to changes in the inflation rate or, alternatively, the exchange rate depreciation rate.²⁴ As the cases in Figure I show, the *FCD/TD* ratios increased sharply when these two rates rose to unprecedented levels, thus showing a high degree of sensitivity to them. However, such sensitivity reduced noticeably once the rates started to fall and returned to low levels.

Empirically, a ratchet effect is usually captured through the inclusion in the estimated model of a ratchet variable, defined as the maximum value over the last n years of a key independent variable such as the inflation rate or the depreciation rate. As Peiers and Wrase (1997) propose, if the ratchet variable is found to be statistically significant for a country, it might be in fact capturing the extent to which agents' long-term pessimistic expectations, reflected on the past legacy effect, are contributing in keeping the level of dollarization high even after macroeconomic stabilization, regardless of depreciation or return considerations.

3. Network externalities

Given its effect over the investors' return expectations, the past legacy effect seems to be a relevant factor in explaining hysteresis mostly from a financial and precautionary point of view (*i.e.* the as-store-of-value function of money). However, it seems to have no apparent relation to the use of foreign currency for transactional purposes where the network externalities approach can provide a realistic explanation. According to this approach, network externalities occur when the benefits for a given agent of holding a certain currency increase with the use of the same currency by other agents (Oomes and Shinkevich, 2002).

An intuitive way to explain this phenomenon is by introducing the formally equivalent example of the telephone network.

²³ See Mongardini and Mueller (2000) and Kamin and Ericsson (2003).

²⁴ Many studies include *ratchet* variables based on these two rates almost interchangeably (Mongardini and Mueller, 2000; Oomes, 2003; and Feige *et al.*, 2003). Both rates have exhibited a high degree of co-movement during episodes of crisis (See Figure I) as they reflect the same phenomenon: the severe loss of relative value of the domestic currency.

The well-known benefits of the use of the telephone service exist only if there is someone else using the same service. Thus, every time a new participant arrives, the value of the network increases for the rest of the users as well as for the newcomer.

A currency network works in a similar fashion. If initially an economy is not dollarized the domestic currency is the only well-built currency network. Consequently, it will be more costly for any agent to perform transactions in foreign currency as almost no-one uses it to purchase or sell goods. Here, a number of discouraging transaction or switching costs become relevant for the (few) foreign currency holders, namely, the opportunity costs of walking to an exchange office (shoe-leather cost), the costs of learning how to use the new currency and the losses related to the bid-offer differential as well as the commissions often involved in money exchange.²⁵

However, if some severe shock (*i.e.* a hyperinflation or a large depreciation) substantially undermines the domestic currency's ability to provide services as medium of exchange, a foreign-currency trade network may emerge among domestic residents. Moreover, if the shock over the domestic currency has been strong and lengthy enough, the alternative foreign-currency network may in response grow continuously, implying that the value of holding foreign currency for each member of the network will increase as more agents participate of it (network externalities). In other words, an increasing aggregate level of dollarization in the economy tends to reduce a given agent's marginal cost of performing transaction in foreign currency.

Consequently, one might expect that there exists some high level of UD from which returning to the domestic currency becomes costly and, therefore, agents will have no incentive to de-dollarize irrespective of depreciation or return rate considerations and even after long periods of macroeconomic stability (Oomes and Shinkevich, 2002). Here, the effects of network externalities tend to favour the recently adopted foreign-currency network and work against the recuperation of domestic-currency network even in the absence of a past legacy effect.

Yet the domestic currency will not be necessarily abandoned. Just as some degree of CS is known to exist in many countries,²⁶ the existence of a bi-network system within an economy is perfectly feasible for many reasons: the domestic-currency network

²⁵ See Dowd and Greenway (1993).

²⁶ Several estimations suggest that 40%-60% of the US currency is outside US. See Feige and Dean (2004).

still exists and is widely-known so can be used whenever necessary; convertibility between currencies allows plenty access to both currency networks; and typically there are legal restrictions imposed by governments to (partially) restrict the use of foreign currency.²⁷

Along with this intuition, supporters of this approach emphasize three main features regarding the incidence network externalities may have over the dynamics of *UD* (which also can be identified in the selected cases shown in Figure I above):

- The functional relationship between *UD* and inflation or, alternatively, the exchange rate depreciation appears to be non-linear. First, dollarization does not seem to monotonically increase with any of these two variables: only drastic increases in these variables seem necessary to incite a rise in *UD*. But then, when at very high levels, dollarization does not decrease even if inflation (or depreciation) has returned to low levels (Oomes, 2003). Note that this approach provides a different but fully coherent intuition in order to explain dollarization hysteresis.
- Given the above considerations, some authors suggest that network externalities may lead to two different steady-state in the evolution of *UD* (Oomes, 2003): one where *UD* is low and the domestic currency has predominance over the foreign currency; and other (reached only due to some severe shock) where *UD* is high and the foreign currency has substantially usurped the domestic currency's functions in the economy. Note that such intuition is consistent with the low *FCD/TD* ratios observed during the 70s and early 80s in the selected countries of Figure I, which then changed dramatically to very high levels after the severe crisis of the mid-80s and showed high degree of persistence ever since.
- A critical implication of the existence of an steady-state-equilibrium where *UD* is high, is that once such state has been reached in a country there is some risk that the effect of network externalities may lead the equilibrium to become irreversible for practical purposes,²⁸ Dollarization irreversibility is defined as a situation where the policy measures required to promote the shift from a high-dollarization to a low-dollarization equilibrium in a given economy are extremely

²⁷ See Dowd and Greenway (1993) and also Costa and de Grauwe (2004).

²⁸ See Oomes (2003), Feige *et al.* (2003) and Feige and Dean (2004).

drastic, such as sharp currency appreciations that could severely undermine the traded sector's competitiveness, or further legal restrictions related to the use of foreign currency, known to be highly unpopular and threatening to financial-intermediation.

Studies making a clear connection between network externalities and dollarization hysteresis are relatively recent and few in the empirical field. Uribe (1997) presented a model where introduces the idea of "getting used" to USD where purchases in this currency are subject to transaction costs that are negatively related to what he defines as dollarization capital or the accumulated knowledge about using USD. However, no direct estimation of the model was carried out. Peieres and Wrase (1997) presented a similar model, where the experience with dollar-denominated transactions reduces the marginal costs of lending and borrowing in dollars. Although they only estimated their model indirectly and used a rather narrow definition of dollarization,²⁹ they were able to find some evidence of dollarization hysteresis in Bolivia due to network externalities. These findings tend to be confirmed by Reding and Morales (2004), who also present and estimate a similar model for this country. Yet, they also warn about the poor quality of the dollarization ratio (*i.e.* the FCD/TD ratio) used in their estimations, a widely-known and critical concern that will be discussed in Section V.

In an attempt to address all the major drawbacks found in these studies, Oomes (2003) presented a novel approach which brings together the effects of network externalities and the past legacy to model dollarization using a non-linear theoretical framework. He also derived a linear reduced-form of this model which is then estimated using newly available direct estimates of FCC in Russia, derived from the Currency and Monetary Instruments Reports (CMIR)³⁰ collected by US Custom Office and complementary data from the Central Bank of Russia. His estimations give supportive evidence of network externalities as a key explanation of dollarization hysteresis in this country, without any relevant signs of irreversibility. A similar approach, but based on a broader definition of dollarization (*i.e.*

²⁹ Their model is based on a general equilibrium setup where choice between informal loans (their proxy for the dollarization ratio) in foreign or domestic currency is done in a continuous way. However, their estimations are based on a probit model where choices are made in a binary fashion, thus implying the estimation of a different model.

³⁰ The CMIR data will be discussed in more detail in Section V.

including *FCC* and *FCD*), was used by Feige *et al.* (2003) to study *UD* in Argentina. They also find supportive evidence of network externalities to explaining dollarization hysteresis in this country but, unlike the Russian case, they suggest that Argentina's post-1990 levels of *UD* have become virtually irreversible.

IV. A MODEL OF DOLLARIZATION

As said before, the past legacy effect and network externalities explain dollarization hysteresis from two different perspectives. The former drives the agents' expectations on the future monetary policy and is more related to return rates and risk considerations where *AS* is the main concern. The latter focuses on the use of currency for transactional purposes and, therefore, deals largely with *CS* considerations. The empirical estimation to be presented later for the case of *UD* in Bolivia is based on a novel theoretical approach developed by Oomes (2003)³¹ where both phenomena are gathered within a non-linear framework which depicts more suitably the dynamics of dollarization³² observed in practice. This model is described next.

1. General considerations and main assumptions

Consider an economy inhabited by many agents. Time is discrete and at $t = 0$, each agent is randomly assigned to be either a buyer or a seller of a good, whose price is normalized to unity. Each agent who is a buyer in one period becomes a seller in the next. At each time, a buyer is matched with a seller of the good. Buyers are subject to a cash-in-advance constraint according to which, before being matched with a random seller they need to hold currency equal to the price of the good. Buyers and sellers can choose between conducting their transactions in USD (m^*) or in *bolivianos* (m). Each payment is made fully in USD or fully in *bolivianos*.

Consider an agent i who is a seller in time t and a buyer at $t+1$. The decision problem he faces is which currency to hold

³¹ Inspired in the work of Brock and Durlauf (2001) and probably in the earlier work of Dowd and Greenway (1993).

³² For the reasons exposed in Section II, the terms unofficial dollarization and dollarization will be used interchangeably during the rest of the document, unless otherwise specified.

after receiving currency from a random buyer at t but before being matched with a random seller j at $t+1$. Thus, the currency choice of agent i during “period t ” (hereafter defined as the interval between times t and $t+1$), denoted by $m_{t,i} \in [m, m^*]$, will depend on the costs associated with each currency choice, which in turn are conditional on the currency choice of seller j for at time $t+1$ (see Table 1).

TABLE 1. COST MATRIX FOR AGENT i ³³

	$m_{j,t+1} = m$	$m_{j,t+1} = m^*$
$m_{t,i} = m$	e	$e + \theta$
$m_{t,i} = m^*$	θ	ψ

If agent i decides to hold *bolivianos* and j prefers to be paid in that currency in order to hold *bolivianos* in the next period (upper left cell of the matrix), then the only cost i faces is the rate of *boliviano* depreciation against the USD, e . But, if j prefers to hold dollars in the next period (upper right cell), then i will face the cost e and also the transaction costs associated with exchanging *bolivianos* for USD or shoe-leather cost, θ .³⁴

Consider now the case where agent i prefers to hold dollars. In that case, if j prefers to hold *bolivianos* in the next period (lower left cell of the matrix), then i will only face the transaction cost of exchanging dollars for *bolivianos*, θ as the depreciation cost only affects *boliviano* holdings. Conversely, if j prefers to hold USD in the next period, then the match of preferences for this currency eliminates all the previous costs (lower right cell of the matrix). Yet, transactions made fully in USD entail a new potential cost associated with the probability of confiscation of USD by the country’s authorities, denoted by ψ .

The probability of confiscation of USD is not irrelevant in many underdeveloped countries. The banning of *FCD* in Bolivia and other Latin-American countries during the 80s is a good example of that. One may expect, though, that ψ is generally low and becomes more relevant in episodes of severe economic or political distortions. In fact, the model assumes that ψ is sufficiently low to satisfy $\psi < 2\theta$, which ensures that it

³³ These costs are net of the price of the good itself which, as said before, is normalized to unity.

³⁴ The Oomes (2003) model also included a tax on foreign currency purchases as observed in Russia between 1997 and 2000, which is omitted here as it does not apply for the Bolivian case.

will be optimal to conduct the transaction in USD in this case, given that 2θ represents the shoe-leather costs involved in the alternative case where i and j decide to exchange currencies twice and perform the transaction in *bolivianos* to avoid the risk of confiscation.³⁵

Overall, i 's returns of holding a given currency during period t increase with the probability that j will want to hold the same currency in period $t+1$, thus implying the existence of network externalities. More specifically, network externalities in an economy with two coexisting currencies are present when: *i*) agent i is better off holding *bolivianos* when j prefers to hold *bolivianos* as well, and *ii*) agent i is better off holding USD when j prefers to hold USD. These two criteria are equivalent to the following conditions, respectively:

$$(1) \quad e < \theta \quad ; \quad \psi < e + \theta$$

2. The law of motion of unofficial dollarization

In reality, agent i 's currency decision for period t must be based on the expected *boliviano* depreciation during that period (\hat{e}_t), the expected shoe-leather cost at time $t+1$ ($\hat{\theta}_{t+1}$) and the expected confiscation risk at time $t+1$ ($\hat{\psi}_{t+1}$). Moreover, i 's currency decision will also depend on his expectations of seller j 's preferences. The probability, expected by i , that any random seller j will prefer to hold USD in period $t+1$ (*i.e.* he prefers to be paid in USD at time $t+1$) can be interpreted as the expected proportion of agents holding USD during period $t+1$ or, alternatively, as the expected (unofficial) dollarization ratio in the economy in period $t+1$, denoted by \hat{p}_{t+1} .

Consequently, using the information in Table 1 and the expected dollarization ratio, it is possible then to express the expected cost of holding *bolivianos* during period t as:

$$(2) \quad c(m_t) = (1 - \hat{p}_{t+1})\hat{e}_t + \hat{p}_{t+1}(\hat{e}_t + \hat{\theta}_{t+1})$$

At this point, $(1 - \hat{p}_{t+1})$ clearly represents the proportion of agents holding *bolivianos* in period $t+1$. Similarly, the expected cost of holding USD during period t is:

³⁵ The assumption here is that USD can be confiscated only when the transaction is taking place. Therefore, in order to avoid confiscation the buyer who holds USD will exchange them for *bolivianos* to perform the payment. The seller will receive *bolivianos* and then exchange them back for USD. The total transaction costs are thus given by 2θ .

$$(3) \quad c(m^*_t) = (1 - \hat{p}_{t+1})\hat{\theta}_{t+1} + \hat{p}_{t+1}(\hat{\psi}_{t+1})$$

From these conditions it is simple to predict that any cost-minimizing agent will choose to hold USD if the expected cost of holding *bolivianos* is larger than the expected cost of holding USD or $c(m_t) > c(m^*_t)$, and will choose to hold *bolivianos* in the opposite case.

Note that the model so far may be unable to capture some other factors that also affect currency preferences among agents, such as the confidence in the Bolivian economy, nationalistic issues³⁶ or others which are unobservable in practice. Two variables, denoted by ε_t and ε^*_t , will be used to represent these other unobserved (to the modeller, but observable to agent i) factors involved in holding *bolivianos* and USD, respectively. Consequently, the probability $p_{i,t}$ that any agent i will hold USD during period t will be given by:

$$(4) \quad p_{i,t} = \Pr\{c(m^*_t) + \varphi\varepsilon^*_t < c(m_t) + \varphi\varepsilon_t\}$$

Where φ represents the measure of the effect that ε_t and ε^*_t have over the expected cost of holding each currency. According to (4), the probability that any agent will hold USD during period t increases if the probability that the total expected cost of holding *bolivianos* is larger than the total expected cost of holding USD increases too. From (2) and (3) and reordering terms, equation (4) can be written as:

$$(5) \quad p_{i,t} = \Pr\left\{\varepsilon^*_t - \varepsilon_t < \frac{1}{\varphi}\left[\hat{\varepsilon}_t - \hat{\theta}_{t+1} + (2\hat{\theta}_{t+1} - \hat{\psi}_{t+1})\hat{p}_{t+1}\right]\right\}$$

A standard approach to make this kind of models econometrically estimable, is to make an assumption concerning the distribution of the unobservable terms ε_t and ε^*_t . A common assumption in the discrete choice theory³⁷ is that these two are independent and extreme value distributed both within and across individuals. This implies that the difference between the unobservable components ($\varepsilon^*_t - \varepsilon_t$) is logistically distributed. Hence, from equation (5):

$$(6) \quad p_{i,t} = \left(1 + \exp\left\{-\frac{1}{\varphi}\left[\hat{\varepsilon}_t - \hat{\theta}_{t+1} + (2\hat{\theta}_{t+1} - \hat{\psi}_{t+1})\hat{p}_{t+1}\right]\right\}\right)^{-1}$$

³⁶ Some authors point the loss of economic sovereignty or the loss of a national symbol (the domestic currency) as factors that could affect preferences or generate some actions to affect those preferences. See Schuler (2005).

³⁷ See Brock and Durlauf (2001) and Oomes (2003).

Equation (6) can be defined as a given agent i 's best response function regarding his currency choice given the social interactions (*i.e.* the decision of others) involved in holding a currency, imbedded in \hat{p}_{t+1} . According to (6), the probability (conditional on \hat{p}_{t+1}) that agent i will hold USD increases when the expected depreciation rate increases too. In contrast, the conditional probability decreases when the expected risk of confiscation ($\hat{\psi}_{t+1}$) increases.

The affect of the expected shoe-leather cost ($\hat{\theta}_{t+1}$) is ambiguous and depends on \hat{p}_{t+1} . If the expected dollarization ratio is low (if $\hat{p}_{t+1} < 0.5$) then an increase in this cost will lead to a decrease in $p_{i,t}$, thus reducing the demand for USD. Equally, if the expected dollarization ratio is high ($\hat{p}_{t+1} > 0.5$) then a raise in $\hat{\theta}_{t+1}$ will increase $p_{i,t}$ and encourage the demand for USD.

Next, note that given the assumption $\hat{\psi}_{t+1} < 2\hat{\theta}_{t+1}$ made earlier, equation (6) implies that $p_{i,t}$ is increasing in \hat{p}_{t+1} : the probability that any agent i will hold USD on t increases with the expected overall dollarization ratio (*i.e.* the best response function is upward-sloping). In order to find an expression that determines the actual overall dollarization ratio, p_t , it can be assumed that the number of agents in the economy is large enough for the law of large numbers to hold. In that case, the overall dollarization ratio must equal the probability that a random agent holds USD. That is $p_t = p_{i,t}$, for all i and t .

Finally, in order to close the model, an assumption regarding the formation of expectations must be made. A first alternative is to assume perfect foresight, where agents completely understand the underlying model and forecast the future values of the relevant variables. Hence, in order to predict p_t agents need to know p_{t+1} but, to predict the latter, they also need to know p_{t+2} and so on. Such assumption appears to be quite unrealistic in this case, as in reality agents may find problematic to forecast future dollarization ratios with certainty.

A second and more plausible alternative is to assume that agents have static expectations: they predict that each variable will remain at its previous value. Such assumption seems fairly reasonable for the cases of the dollarization ratio, the shoe-leather cost and the confiscation risk, as in reality agents may find helpful to use previous values of these variables as benchmarks for their decisions. Static expectations imply $\hat{x}_{t+1} = x_t$ for all variables except for the dollarization ratio where the relevant condition is $\hat{p}_{t+1} = p_{t-1}$ as agents that are sellers at time $t+1$ are expected to behave in the same way they did when they were sellers before, at time $t-1$.³⁸

³⁸ Recall that an agent that is a seller at a given time becomes a buyer in the next.

However, this assumption seems less reasonable for \hat{e}_t , as its prediction seems to involve a more complex set of information.³⁹ Moreover, in countries with large records of miserable economic performance due to discretionary monetary policy (which are of the most interest in this study), the past legacy effect described in Section III.1 may also have great incidence over agents' expectations. Thus, in order to keep the model simple but able to depict the main insights of the dollarization process, no attempt of explicitly modelling the exchange rate evolution will be made. Instead, it will be assumed that agents believe the depreciation rate will be the actual rate (e_t) with probability α but that it may reach its maximum value of the recent past, a ratchet effect reflecting fears of new policy mismanagement or other related economic distortions given by e_t^{\max} , with probability $(1-\alpha)$.

Therefore, applying all the previous considerations into equation (6) yields an expression defined as the law of motion for UD :

$$(7) \quad p_t = \left(1 + \exp \left\{ -\frac{1}{\varphi} \left[\alpha e_t + (1-\alpha) e_t^{\max} - \theta_t + (2\theta_t - \psi_t) p_{t-1} \right] \right\} \right)^{-1}$$

This then describes how UD evolves over time, given the values of the fundamental variables: \hat{e}_t , θ_t and ψ_t .⁴⁰

3. Equilibria, steady-states and dynamics

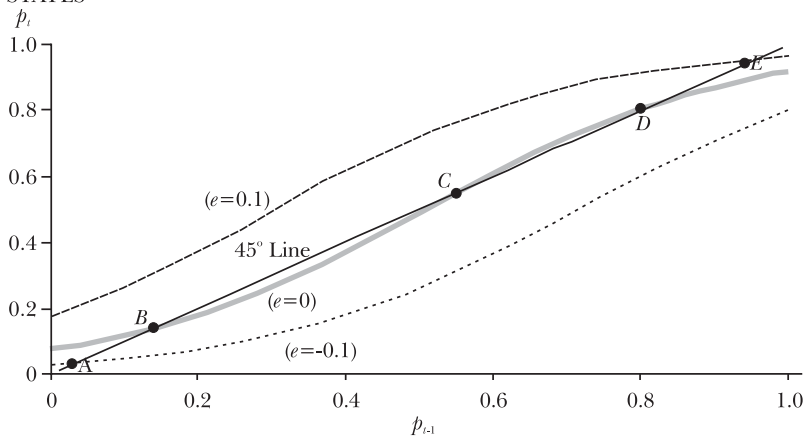
If the fundamental variables remain fixed, it follows from (7) that the dollarization ratio will converge to a steady state level p_t^* which solves $p_t = p_{t-1}$ for all t . If any of the fundamental variables change, the steady state level will change too. The analysis will now focus in the relationship between the dollarization ratio and the depreciation rate which is expected to be non-linear: the ratio increases sharply with high depreciation rates but it does not fall when depreciation falls. Moreover, the model will show that, for a given depreciation rate, multiple steady-state ratios may exist, a feature that provides an explanation for dollarization hysteresis.

³⁹ Including, for example, the domestic money supply growth, the interest rate differential between domestic and foreign assets and the current account position.

⁴⁰ Note, incidentally, that equation (7) has the same form as a non-linear Logistic Smooth Transition (LSTAR) model, an specific case of the regime switching econometric models which allows autoregressive parameters to change slowly over time (Enders, 2004).

The best way to illustrate this relationship is by plotting equation (7) under three different alternatives: a depreciation rate of 10% ($e_t = 0.1$), no variation of the exchange rate ($e_t = 0$), and an appreciation of 10% ($e_t = -0.1$). In order to focus in the effect of network externalities over dollarization, it will be assumed for now that $\alpha = 1$ so $\hat{e}_t = e_t$ and there is no ratchet effect. The rest of the variables will be fixed at $\theta_t = 0.25$, $\psi_t = 0.01$ and $\varphi = 0.1$, arbitrary values selected in order to satisfy the conditions for network externalities given by (1). Figure II presents the resulting law of motion of the dollarization ratio for each one of the three cases.

FIGURE II. DOLLARIZATION RATIO DYNAMICS, EQUILIBRIA AND STEADY-STATES



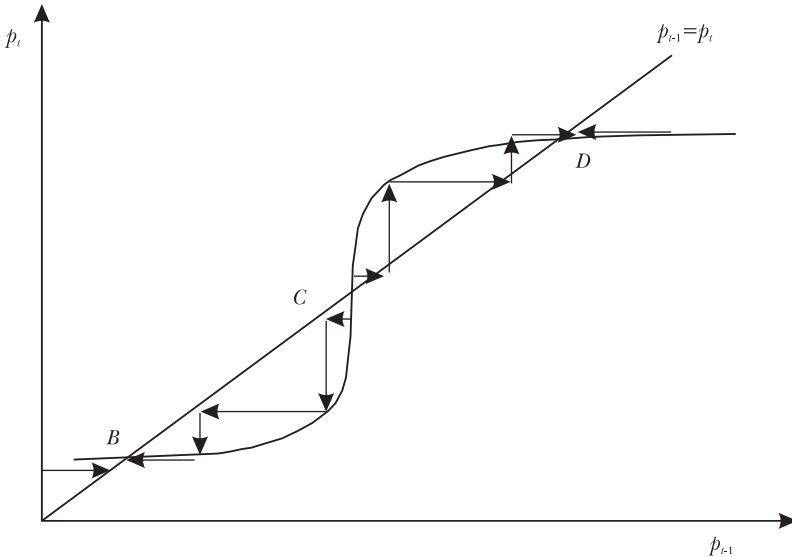
The 45-degree line represents all the cases where $p_t = p_{t-1}$ which represents the structural dependence of this period's dollarization ratio on the dollarization ratio of the last period. Consider first the lower curve describing the evolution of dollarization when $e_t = -0.1$. This curve intersects the 45-degree only at point A, which depicts an initial situation where the set of parameter values provide a stable equilibrium point or steady-state corresponding to a low degree of unofficial dollarization.⁴¹

Suppose now a gradual increase in the depreciation rate

⁴¹ Oomes (2003) defines all points in Figure II as steady states, which can be stable or unstable. However, a more accurate use of the relevant definitions in this case would regard these points as stable or unstable equilibria. Thus, only stable equilibria such as points A, B, D and E (*i.e.* excluding point C, which is an unstable equilibrium) should be considered as authentic steady-states.

represented by an upward shift of the curve to the case where $e_t = 0$ (intermediate curve in Figure II). According to the intersections with the 45-degree line, three equilibria emerge, denoted by points B , C and D . However, only the lower and upper equilibria (points B and D) are stable or steady-states while the intermediate one (point C) is unstable. This is shown more clearly in the phase diagram presented in Figure III, which corresponds only to the situation when $e_t = 0$. In this case, when the dollarization ratio is slightly below point C it will fall in the next period and will continue to fall until B is reached, where $p_t = p_{t-1}$ is satisfied again. Conversely, when the ratio is slightly above C , it will continuously increase until the upper steady state D is reached.⁴²

FIGURE III. PHASE DIAGRAM FOR THE DOLLARIZATION RATIO WHEN $e_t = 0$



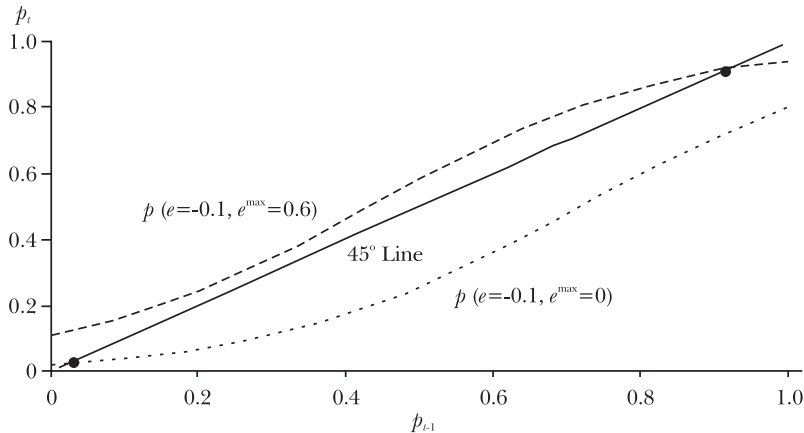
Given that the economy started out in point A in Figure II, the only possible stable equilibrium or steady-state to be selected when the rate of depreciation increases is the one given by point B , where dollarization is still low. Now, consider the case when the depreciation rate continues to increase and the curve reflecting the evolution of dollarization keeps shifting

⁴² Note also that when the dollarization ratio in $t-1$ is below point B , it will increase in order to return to B ; and when it is above point D it will fall back to B . This contributes to the notion that only the outer equilibria are stable or steady-states.

upwards. In this case, illustrated by the upper curve where $e_t = 0.1$, the lower and intermediate equilibria disappear and the economy ends up in a unique high-dollarization steady state at point E . More interestingly, though, when the depreciation rate falls back to $e_t = 0$ again, dollarization hardly falls and, in fact, it stabilizes at the nearest high-dollarization steady state, which in this case is given by point D .

Next, to illustrate the incidence of a ratchet or past legacy effect in the dynamics consider the previous example where $e = -0.1$ and $\alpha = 1$ and another where $e_t = -0.1$, $e_t^{\max} = 0.6$ and $\alpha = 0.9$ so agents expect that a peak past depreciation rate of 60% may occur again with a 10% probability. The rest of the variables will take their previous values. Both situations are plotted in Figure IV. Clearly the presence of the ratchet effect encourages an upward shift of the curve even though the domestic currency is currently appreciating. In general, since \hat{e}_t is increasing in e_t^{\max} , it should be expected that the latter will increase the likelihood of reaching the high-dollarization steady states, the higher the past peak depreciation and/or the probability $(1 - \alpha)$.

FIGURE IV. THE INCIDENCE OF THE “RATCHET EFFECT” IN THE DYNAMICS



This is how network externalities and the past legacy effect may cause dollarization hysteresis as, even though high depreciation rates are temporary, the increase in the dollarization ratio can become permanent. Recall, however, that only as long as the conditions for network externalities given by (1) are satisfied in practice, the curves depicting the evolution of dollarization will be upward-sloping so the described dynamics can take place.

4. The linear reduced-form equation of the model

The next section will try to empirically test the above hypotheses for the Bolivian case. As said before, the structural-form equation of the model given by (7) is non-linear as the relationship between the dollarization ratio and the depreciation rate is suspected to be. This, in turn, implies a much more complex procedure for empirical purposes. However, Oomes (2003) and others⁴³ propose to apply a very convenient logistic transformation on equation (7) so it can be linearized as follows (see Appendix 1):

$$(8) \quad \ln\left(\frac{1-p_t}{p_t}\right) = -\frac{1}{\varphi} \left[\alpha e_t + (1-\alpha)e^{\max} - \theta_t + 2(\theta_t - \psi_t)p_{t-1} \right]$$

Next, in order to make equation (8) estimable, some final assumptions are required. First, it will be assumed that the confiscation risk is fixed over the entire sample period so $\psi_t = \psi$; the reasons being the lack of data on this variable and the possibility of getting a fair approximation of it via the estimation of the model.

Second, as the data on the shoe-leather cost is not available either, it will be realistically assumed that this cost decreases with the dollarization ratio. That is, as more people use USD, holding this currency becomes less costly (*i.e.* the network externalities hypothesis). The shoe-leather cost will then have the following form:

$$(9) \quad \theta_t = 1 - \lambda p_{t-1}$$

where λ is a parameter that satisfies $0 \leq \lambda \leq 1$, thus ensuring that the shoe-leather cost can not be negative and allowing the possibility that it can be positive even under full dollarization. Finally, an error term, denoted by u_t , will be included in the equation in order to capture unobservable variables that also affect dollarization as well as any possible measurement error in the data. Taking into account all these assumptions in the model, it is possible to obtain an estimable reduced-form equation given by:

$$(10) \quad \ln\left(\frac{1-p_t}{p_t}\right) = -\frac{1}{\varphi} \left[\alpha e_t + (1-\alpha)e^{\max} - 1 + \lambda p_{t-1} + (2 - 2\lambda p_{t-1} - \psi)p_{t-1} \right] + u_t$$

⁴³ Mongardini and Mueller (2000) and Feige *et al.* (2003) also use a similar transformation.

or:

$$(11) \ln\left(\frac{1-p_t}{p_t}\right) = -\frac{1}{\varphi}\alpha e_t - \frac{1}{\varphi}(1-\alpha)e^{\max} + \frac{1}{\varphi} - \frac{1}{\varphi}(2+\lambda-\psi)p_{t-1} + \frac{1}{\varphi}2\lambda p_{t-1}^2 + u_t$$

which, finally, can be written as:

$$(12) \quad \ln\left(\frac{1-p_t}{p_t}\right) = \beta_0 + \beta_1(e_t - e_t^{\max}) + \beta_2 e_t^{\max} + \beta_3 p_{t-1} + \beta_4 p_{t-1}^2 + u_t$$

where:

$$\beta_0 = \frac{1}{\varphi}; \quad \beta_1 = -\frac{1}{\varphi}\alpha; \quad \beta_2 = -\frac{1}{\varphi}; \quad \beta_3 = -\frac{1}{\varphi}(2+\lambda-\psi); \quad \beta_4 = \frac{1}{\varphi}2\lambda$$

A number of authors have carried out estimations of equations similar to (12) to study dollarization in many countries but without presenting any theoretical justification of the chosen functional form and the included explanatory variables.⁴⁴ The main contribution of the model presented in this study is that it provides such justification and also shows that this functional form is consistent with the existence of multiple stable equilibria or steady-states in the dynamics of dollarization which, in turn, can explain dollarization hysteresis. Also, the structural-form parameters from (7) can be easily recovered from the reduced-form parameter estimates so further inference on the former can be made.

V. EMPIRICAL EVIDENCE OF DOLLARIZATION HYSTERESIS IN BOLIVIA

1. The dollarization ratio for Bolivia

Bolivia provides an interesting case of *UD* under different episodes of economic performance over the last 30 years. The early incentives for dollarization in this country took place when the restrictions over USD usage were eased after 1973 (Reding and Morales, 2004) and also with the significant amount of USD-denominated international commercial credits (often referred to as *petrodollars*) arriving to Latin America since 1975 (SELA, 1997). An increasing inflation in the late-1970s,

⁴⁴ See, for example, Clements and Schwartz (1993), Mueller (1994) and Mongardini and Mueller (2000).

which culminated in the 1984-1985 hyperinflation and currency crisis, gave rise a strong trend in AS and CS which until now has revealed little signs of reversion. Even when *FCD* were outlawed and partly confiscated between 1982 and 1985, it is known that significant amounts of USD currency were held by residents. Estimates from Melvin and Afcha (1989) suggest that when hyperinflation reached its peak in the second quarter of 1985, almost 80% of the total cash holdings were USD.

Once *FCD* were allowed again in September of 1985 a rapid catch-up occurred and their importance continued to increase the following years. Presently, after 20 years of economic stability characterized by low inflation rates, a controlled exchange rate and a monetary policy largely independent from political pressures,⁴⁵ more than 90% of the domestic deposits are denominated in USD while some estimations sustain that USD currency represents 35% to 50% of the residents' total cash holdings.⁴⁶

In this sense, it seems little advisable to ignore the large role USD currency has had in Bolivia over the last 30 years not only as a store of value but also as medium of exchange. Hence, the *FCD/TD* ratio presented in Figure I is not an adequate measure of dollarization because it neglects the existence of USD cash holdings among residents, thus misjudging the real extent of dollarization within the country. A more appropriate *UD* ratio should then take into account both the evolution of AS and CS over time.

An overall measure of foreign currency in its capacity to produce all types of monetary services within a country has been proposed by Feige and Dean (2004) and is given by:

$$(13) \quad UDR = \frac{FCC + FCD}{FCC + DCC + FCD + DCD}$$

where *FCC* denotes the foreign currency in circulation, *FCD* the foreign-currency deposits, *DCC* the domestic currency in circulation and *DCD* the domestic-currency deposits. *UDR* denotes the overall *UD* ratio and represents the fraction of a country's broad effective money supply that is composed of foreign monetary assets.⁴⁷

⁴⁵ Title 1 of Law N^o 1670 (Central Bank of Bolivia), passed the 31st of October of 1995.

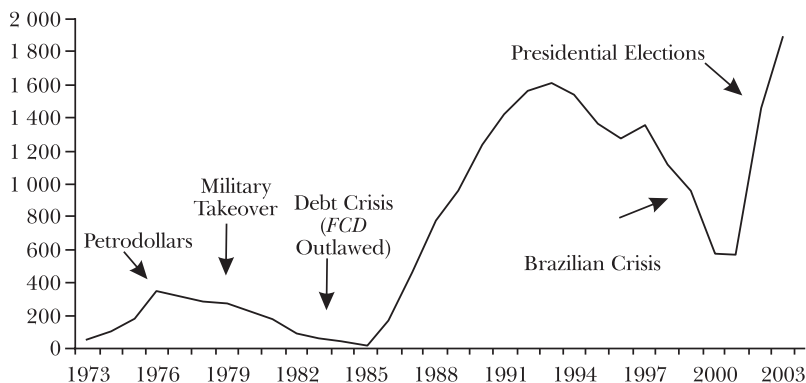
⁴⁶ See Orellana (1999) and Central Bank of Bolivia (2005).

⁴⁷ All the components in equation (13) must be expressed in the same currency.

Theoretically, the *UDR* should be easy to estimate using real data. However, while *FCD*, *LCD* and *LCC* are all observable in practice, countries usually have no data available on *FCC* (Calvo and Végh, 1992). In Bolivia, for example, the Central Bank of Bolivia (CBB) has no precise estimates regarding the amount of *USD* circulating in the economy due to a number of factors such as the existence of a large informal economy and the important flows derived from contraband and from the traffic of illegal drugs. Occasional empirical evidence on the evolution *FCC* in Bolivia has been presented in a few studies but these often followed different approaches and focused on short periods of time, thus making difficult to collect a large span of *FCC* data for analytical purposes.

This study will utilise a direct estimate of *FCC* in Bolivia which could help to circumvent this major drawback. The estimate is based on recorded flows of *USD* between Bolivia and the US. By US law, persons or institutions importing or exporting currency in amounts exceeding *USD* 10,000 are required to file a Currency and Monetary Instruments Report (CMIR).⁴⁸ These records have been aggregated and collected by the US Custom Service since 1977 in what is known as the CMIR data. Although confidential, aggregate series of these data are occasionally available for academic purposes only.

FIGURE V. ESTIMATED *FCC* IN BOLIVIA, 1973-2003 (millions of *USD*)



Some factors might affect the accuracy of these data when used in empirical work. For instance, all unrecorded under-*USD* 10,000 shipments may represent an important share of the total

⁴⁸ The reporting threshold was raised from *USD* 5,000 to *USD* 10,000 in 1980. See Murray and Powell (2002).

USD shipped over time. Also, part of the currency sent to a country might end up unrecorded in third countries via capital outflows or tourism expenditures. Despite these deficiencies, the CMIR data are the best long-span direct estimation of *FCC* currently available for many countries where USD usage is significant and a growing body of empirical work has been using the data to study dollarization in several countries.⁴⁹ Even though the estimates derived from the CMIR data are surely subject to large errors, they are likely to capture the movements in the holdings of US currency to some extent.

FCC in Bolivia, the net USD currency flows to this country given by the CMIR data were cumulated over time. Melvin and Afcha (1989) placed the USD currency stock at about 65 million in 1982. Taking this as a reference and employing the CMIR⁵⁰ data flows backwards implies that in 1976 the *FCC* should have been around USD 350 million. Pre-1976 estimates were obtained due to Melvin (1988) who suggests that the USD/*peso* deposits ratio was growing at an annual average of 33% between 1973 and 1976 and that this should have been indicative of the USD/*peso* cash holdings ratio as well. Taking this notion and given that data on *DCC* are available for this period, allows to infer that in 1973 the *FCC* should have been around USD 48 million. Figure V presents the evolution of the estimated *FCC* for the period 1973 to 2003.

The *FCC* estimates seem moderately consistent with the major economic and political events that took place in the country during this period. The increasing trend during the early-1970s might have been related to the international credit boom in Latin-America in those years (commonly known as *petrodollars*), which stopped after a violent military takeover in 1979 (Melvin, 1988). Then, the country's poor economic performance and political instability along with the financial restrictions imposed over USD usage seem to fairly explain the important reduction of *FCC* in the early 1980s. Immediately after the economic and political recovery in 1985, *FCC* rose sharply, suggesting that agents gradually recovered confidence in the economy but kept large holdings of USD cash "under the mattress" as the domestic financial system was probably not fully trusted yet.

⁴⁹ Murray and Powell (2002) used the CMIR data to study dollarization in Canada. Kamin and Ericsson (2003) and Feige *et al.* (2003) used the data for Argentina and Oomes (2003) for Russia. See also Baliño *et al.* (1999).

⁵⁰ The CMIR data for Bolivia were shared by the Economic and Social Analysis Unit of the Bolivian Government.

What seems somewhat puzzling is the sharp downturn observed after the peak in 1993. An increasing number of agents shifting their USD-denominated wealth from *FCC* to *FCD*, as confidence in the financial system was gradually improving, might partly explain this behaviour but one may suspect that potential errors in the data could also be affecting the accuracy of the estimates. More reasonable is the large fall in *FCC* in the late 1990s, as the severe economic crisis that affected Brazil had a significant contagion effect over Bolivia, where the economic activity slowed down notably since 1999.

Finally, the political uncertainty related to the 2002 presidential elections, which also affected the confidence in the financial sector, led *FCC* to rise remarkably. In effect, during this period the deposits in general were reducing rapidly (demanding an intensive financial support from the CBB as lender of last resort) but capital outflows were not as significant mostly due to the record-low international interest rates observed over that year which discouraged international lending.⁵¹ These circumstances might have led residents to keep most of their wealth in the country but in the form of USD cash holdings “under the mattress”.

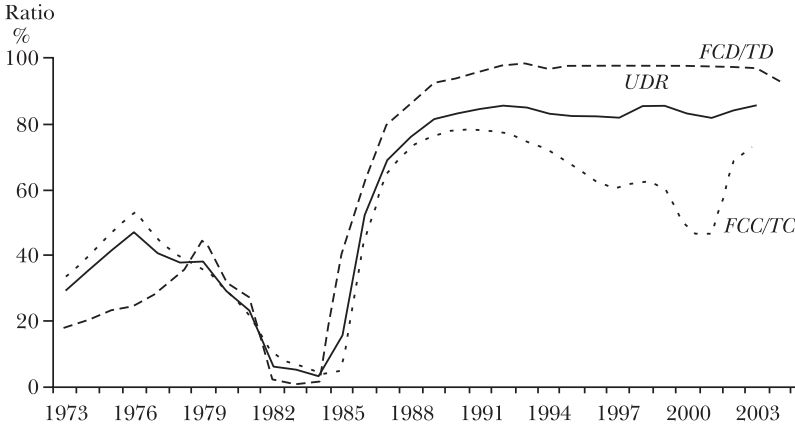
The estimates of *FCC* based on the CMIR data can be used to examine its incidence in the overall extent of dollarization in Bolivia. Thus, utilising 1973-2004 annual data of *FCD*, *DCD* and *DCC* along with the *FCC* estimates,⁵² allows calculating the *UDR* for a similar period according to equation (13). The estimated *UDR* as well as the *FCD/TD* ratio are presented in Figure VI. In addition, from (13) it follows too that the differences between these two ratios would be explained by the evolution of the *FCC/TC* ratio, where *TC* ($TC = FCC + DCC$) represents the resident's total cash holdings. Hence, this ratio is also presented in Figure VI.

The Figure shows that, although in general the *UDR* and the *FCD/TD* ratio present a similar evolution over time, some relevant differences must be mentioned. First, the *FCD/TD* ratio seems to underestimate the extent of dollarization for most of the 70s, when the development in the financial sector was at its lower stages, as well as in the early-80s, when restrictions on *FCD* were imposed; the reason being that this ratio neglects the

⁵¹ The Fed Rate was placed at record-low 1.25% while the 6-month LIBOR rate reached 1.8% (CBB, 2002).

⁵² Data obtained from the IFS. All series were converted to USD using the respective end-of-the-year exchange rate.

FIGURE VI. DOLLARIZATION RATIOS FOR BOLIVIA, 1973-2003



public's USD currency holdings which were quite relevant (as shown by the *FCC/TC* ratio, specially in the 70s). Moreover, the evidence also indicates that over the last 20 years the *FCD/TD* has slightly overestimated the extent of dollarization in Bolivia as the *UDR* (and more notably the *FCC/TC* ratio) has been consistently below the *FCD/TD* ratio. This, in turn, suggests that the dollarization process in Bolivia after 1985 has taken place principally due to the public's need for a reliable store of value rather than for a more efficient medium of exchange.⁵³

Therefore, given the likely relevance of both the *FCC* estimates based on the CMIR and the *FCD* in measuring the evolution and extent of dollarization in Bolivia, the more general *UDR* will be used as the relevant overall unofficial dollarization ratio in the estimation of the model.

2. Empirical procedure and results

For practical purposes, equation (12) can also be written as:

$$(14) \quad LNUDR = \beta_0 + \beta_1 Dif_t + \beta_2 e_t^{\max} + \beta_3 UDR_{t-1} + \beta_4 UDR_{t-1}^2 + u_t$$

where:

$$UDR_t = p_t; \quad LNUDR = [(1 - UDR_t) / UDR_t]; \quad DIF_t = e_t - e_t^{\max}$$

The Bolivian 1973-2003 annual data sources used in the estimation of the model were the following:

- The UDR_t was estimated in the previous section.

⁵³ Orellana (1999) gives a similar conclusion.

- The depreciation rate (e_t), measured as the growth rate in the nominal end-of-the-year *boliviano*/USD exchange rate, was obtained from the *IFS*.
- The ratchet variable (e_t^{\max}) is defined as the maximum *boliviano* depreciation rate over the past years. The maximum and most relevant rate took place during the 1984-1985 currency crisis, reaching a remarkable 13,900%.

The first concern at this stage is to discern whether the series that will be used in the estimation are stationary.⁵⁴ Standard Augmented Dickey Fuller (ADF) tests have been carried out for each one of them and the results are presented in the left panel of Table 2.⁵⁵ According to these tests, apparently only *LNUDR* is stationary. However, it is essential to recognise the effect Aberrant Observations (AO) may have over standard unit root tests. As Franses (1998) notes, neglecting outliers (*e.g.* a 13,900% depreciation rate) leads to spurious findings of stationarity while neglecting level shifts (*e.g.* a shift from a low-dollarization to a high-dollarization level) leads to spurious unit roots. The failure to finding normal residuals in the performed ADF tests (see the

TABLE 2. UNIT ROOT TESTS

Variables	ADF-test considering AO ^a				
	Standard ADF-test		Lags	Test statistics	
	Lags	Test statistics		Test 1	Test 2
<i>LNUDR</i> (NI, NT)	0	-2.27 ^b	1	-27.67 ^b	2.69
<i>LM</i> (2) test – Prob($n \cdot R^2$)		0.86		0.00	0.08
Normality – Prob(<i>JB</i>)		0.00		0.01	0.13
<i>DIF</i> (I, NT)	0	-1.94	1	-21.89 ^b	
<i>LM</i> (2) test – Prob($n \cdot R^2$)		0.22		0.16	
Normality – Prob(<i>JB</i>)		0.00		0.01	
<i>UDR</i> (I, T)	1	-2.82	1	-3.45 ^b	
<i>LM</i> (2) test – Prob($n \cdot R^2$)		0.33		0.99	
Normality – Prob(<i>JB</i>)		0.01		0.45	

NOTE: Parenthesis indicate the use of deterministic components (T = Trend, I = Intercept).

^a The 5% critical value calculated by Perron (1990) for 0.4 (12/30) is 3.35. ^b Indicates rejection of null hypothesis of a root at 5% significance level.

⁵⁴ This analysis is not performed for UDR_{t-1}^2 as its evolution is identical to the one of UDR_t , and for e_t^{\max} as it has been roughly defined to be a constant value with a level shift since $t=1986$.

⁵⁵ The number of lags in each test was determined using the Akaike and Schwartz criteria minimization approach.

Jarque-Bera test in Table 2) as well as the visual inspection of the data (see Appendix 2) lead to strongly believe the series suffer from AO.

Consequently, two remedial measures suggested by Franses (1998) were included in the auxiliary regressions of the ADF test for each variable: *i*) single dummy variables for each identified major outlier and, *ii*) a dummy variable to capture the level shift, defined as being 1 for all $t > \tau$, where τ is the date of shift,⁵⁶ and 0 otherwise. The asymptotic distribution of the *t*-statistic in this case is proved to depend only on $\lambda = \tau/n$ where n is the number of observations (Perron, 1990). The adjusted ADF test results are presented in the right panel of Table 2.

According to these tests, the null hypothesis of a unit root can be strongly rejected in the cases of *DIF* and *UDR*, while the findings are ambiguous for *LNUDR*. Treating the major outliers ($t = 1982 - 1984$) in the latter, along with the level shift in 1985 in Test 1, gives an *ADF-t* equal to 27.7, implying stationarity but still with non-normal and heteroscedastic residuals in the auxiliary regression. Treating less significant outliers ($t = 1985$) in Test 2 corrects these problems but yields a positive *ADF-t*, which means that *LNUDR* would be explosive. In the need of a more definite approach, standard ADF tests were performed for two sub-samples, the break date being 1985.⁵⁷

This procedure shows that *LNUDR* seems stationary for the 1985–2003 sub-sample (*ADF-t* = -5.4, higher than the 5% critical value of -2.96), but shows signs of a unit root for the 1973–1984 sub-sample (*ADF-t* = -0.1), although it must be noted that it is well-known that a low number of observations reduces the test's power to reject the null hypothesis of a unit root, so some doubts regarding the latter result may exist. Overall, seems reasonable to consider that the evidence in favour of a unit root in *LNUDR* is rather weak.

In the light of these results, an estimation procedure based on Ordinary Least Squares (OLS) seems adequate for the purposes of this analysis as the risk of finding spurious results is low.⁵⁸ To ensure this, equation (14) must to include a set of dummy variables in order to capture all the potential distortions

⁵⁶ Placed at $t = 1985$ for most variables. In the case of *DIF* it was placed at $t = 1986$.

⁵⁷ As suggested by Enders (2004). The identified outliers were treated with dummy variables.

⁵⁸ The unit root analysis was surprisingly overlooked by Oomes (2003) and Feige *et al.* (2003). Despite this fact, both used OLS to estimate the model.

in the data which may adversely affect the accuracy of the estimates. These dummy variables are:

– $D_{1,t}$, which captures the period were *FCD* were outlawed:

$$D_{1,t} = \begin{cases} 1 & \text{for } t = 1982 - 1985 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

– $D_{2,t}$, which captures the peak of the economic and financial crisis in the country:

$$D_{2,t} = \begin{cases} 1 & \text{for } t = 1984 - 1985 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

The results of the OLS estimation of equation (14) are presented in Table 3. As the lower panel of the Table shows, no problems of non-normality or serial correlation in the residuals were found. However, there is some evidence of heteroscedasticity,

TABLE 3. OLS ESTIMATION RESULTS

<i>Parameter</i>	<i>Estimates Prob(t-stat.)^a</i>
β_0	5.745 (0.00) ^c
β_1	-0.197 (0.00) ^c
β_2	-0.207 (0.00) ^c
β_3	-15.036 (0.01) ^b
β_4	12.053 (0.03) ^b
D_1	13.152 (0.00) ^c
D_2	14.555 (0.00) ^c
Fitness – Adj- R^2	0.985
<i>JB</i> Normality test – Prob(<i>JB</i>)	0.65
Autocorrelation <i>LM</i> (2) test – Prob(n^*R^2)	0.43
Heterosced. White test – Prob(n^*R^2)	0.001

^a *T*-stat. calculated using White's Heteroscedasticity Consistent S.E. ^b Indicates significance at 5%. ^c Indicates significance at 1%.

which implies that the parameter estimates are inefficient for econometric inference although still unbiased and consistent.⁵⁹ Hence, p -values based on White's-heteroscedasticity-consistent-standard-errors are reported in order to properly analyse the significance of the variables. The results show that all the variables are statistically significant at a 95% of confidence level and are correctly signed so as to recover the structural-form parameters.

First, $\alpha = \beta_1 / \beta_2 = 0.95$ suggests that agents believe there is a 95% chance that the exchange rate will replicate its last year value. Consequently, there is a 5% probability that the *boliviano* will depreciate at a rate equal to its maximum past rate (e_t^{\max}). Even though no detailed modelling of the exchange rate behaviour was intended with this model,⁶⁰ this finding could be taken as indicative evidence on the existence of a past legacy effect in the formation of exchange rate expectations among agents. Second, $\lambda = \beta_4 / 2\beta_0 = 1$ implies that the rate at which the shoe-leather cost of using USD reduces when the dollarization ratio increases is the highest possible and that such cost would be zero in the extreme case of full-dollarization. Finally, the estimated confiscation risk is $\psi = (2\beta_0 + \beta_3 + 0.5\beta_4) / \beta_0 = 0.43$. That is, agents who accept USD estimate a 43% chance of having them confiscated. While such estimate seems too high, it may be justified by the appalling events occurred between 1982 and 1985, where *FCD* were banned and partially confiscated by the government, leaving USD depositors with considerable capital losses.⁶¹

The structural-form parameter estimates seem moderately consistent with the hypothesis of network externalities for USD usage in Bolivia. As the upper panel in Figure VII shows, only when the ratchet effect (e^{\max}) is taken into account, the condition for USD network externalities $\hat{\psi}_{t+1} < \hat{e}_t + \hat{\theta}_{t+1}$, which would then translate to:

$$(15) \quad 0.43 < 0.95e_t + 0.05e_t^{\max} + 1 - p_{t-1}$$

is satisfied over the entire sample. This implies that an expected

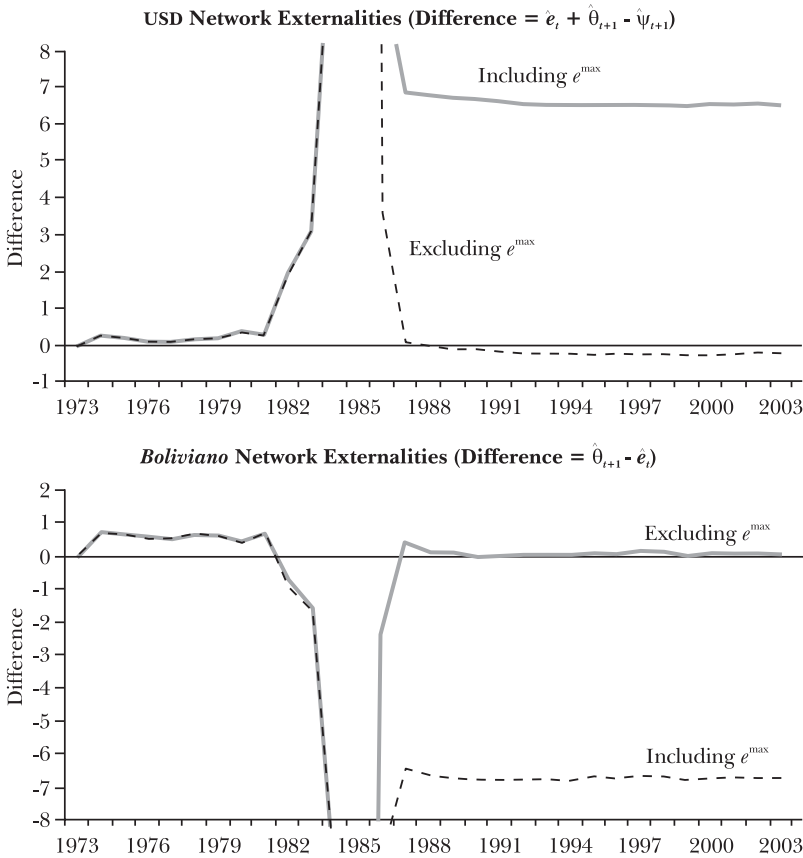
⁵⁹ See Greene (1997).

⁶⁰ In reality, agents might consider a wider range of probable outcomes rather than only the peak past depreciation rate.

⁶¹ *FCD* had to be exchanged into *bolivianos* at an extremely overvalued exchange rate (Reding and Morales, 2004). In the Russian and Argentinean cases, even though no USD confiscation occurred during the analysed periods, the estimated ψ 's were 3% and 9%, respectively. See Oomes (2003) and Feige *et al.* (2003).

preference for USD by sellers has induced a demand for USD by buyers at all times, a decision which seems to be heavily influenced by the agents' fears of a new extreme depreciation of the *boliviano*. In the absence of the ratchet effect (*i.e.* assuming that agents have short memory), the condition for USD network externalities is only satisfied for the first half of the sample and notably between 1982 and 1986, where the actual depreciation rate was so high that holding dollars was considered a dominant strategy by all agents.

FIGURE VII. CONDITIONS FOR NETWORK EXTERNALITIES, 1973-2003



In turn, the lower panel in Figure VII shows that the condition for *boliviano* network externalities, $\hat{e}_t < \hat{\theta}_t$ which translates to:

$$(16) \quad 0.95e_t + 0.05e_t^{\max} < 1 - p_{t-1}$$

is satisfied only for the 1973-1981 period if the ratchet effect is considered. It is not satisfied for the rest of the sample because of the high depreciation rates observed the following five years which made it optimal for buyers to hold USD regardless of the sellers' currency preferences and, later, because of the incidence of a very high e_t^{\max} . When the ratchet effect is not considered the condition holds for all t except for the high-depreciation period.

Overall, the empirical estimates confirm the existence of network externalities to explain dollarization hysteresis in Bolivia although heavily relying on the incidence the past legacy effect has had on the agents' exchange rate expectations in the last 20 years. That is, in the hypothetical absence of the ratchet effect, the network externalities related to USD usage would tend to vanish with time. These findings are consistent with the notion that dollarization in Bolivia is founded mainly on the agents' need of a reliable store of value and a practical hedge against high inflation and depreciation rates, rather than on pure transactional motives.⁶² Therefore, while holding USD cash for transactional purposes seems to be motivated by the agents keeping USD-denominated interest-bearing assets for hedging purposes, the inverse is probably not true.

To conclude this section, note that when a similar estimation procedure is performed using the *FCD/TD* ratio instead of the *UDR* as the relevant dollarization measure the empirical results are not as convincing as in the previous case.⁶³ First, the general robustness of the model and the significance of the estimated coefficients are lower but, even more important, the unexpected sizes of the latter imply dubious values for the structural-model parameters: a negative confiscation risk, a far larger than one shoe-leather cost and a probability α which also exceeds one. These findings would indicate that the use of a broader measure of dollarization such as the *UDR* seems to provide a more adequate way to capture the agents' currency-choice process whenever both transactional and store-of-value motives are involved.

⁶² Similar conclusions are given by Orellana (1999) and Arguedas and Requena (2002).

⁶³ No problems of autocorrelation or non-normality in the residuals were found. Using OLS, the estimated model is:

$$LDEPR = 43.12 - 0.59DIF - 0.46e^{\max} - 180.94DEPR_{-1} - 122.58DEPR_{-1}^2 + 60.89D1 - 19.65D2$$

where *DEPR* denotes the *FCD/TD* ratio and $LDEPR = ((1-DEPR)/DEPR)$. The heteroscedasticity-consistent *t*-statistics show that all the coefficients, except for the one of *D2*, are significant at a 5% of significance level. The adjusted R^2 is 0.92.

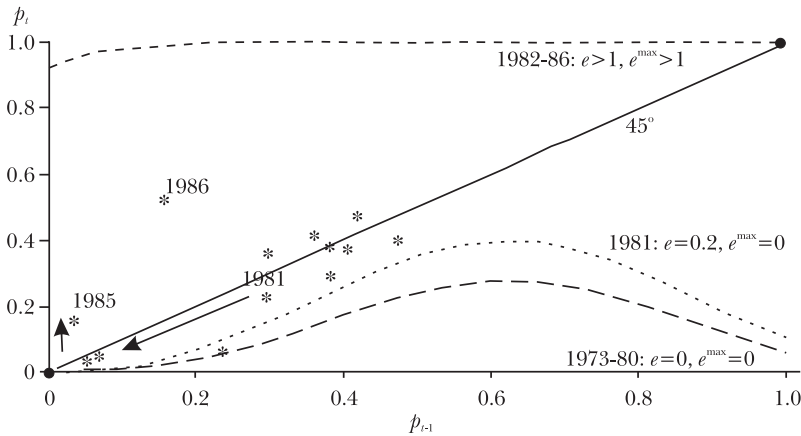
3. Interpretation of the dynamics

Once more, the best way to illustrate the dynamics of the dollarization ratio in Bolivia is by plotting the estimated structural-form equation given by equation (7):

$$(17) p_t = \left(1 + \exp \left\{ -\frac{1}{0.18} (0.95e_t + 0.05e_t^{\max} - (1 - p_{t-1}) + (2 * (1 - p_{t-1}) - 0.43)) \right\} \right)^{-1}$$

for several key time periods (*i.e.* several combinations of e_t and e_t^{\max}). Actual data points (p_t, p_{t-1}) are also shown so the evolution of dollarization can be tracked over time. First, consider the period between 1973 and 1986, depicted in Figure VIII.

FIGURE VIII. THE DOLLARIZATION RATIO DYNAMICS, 1973-86



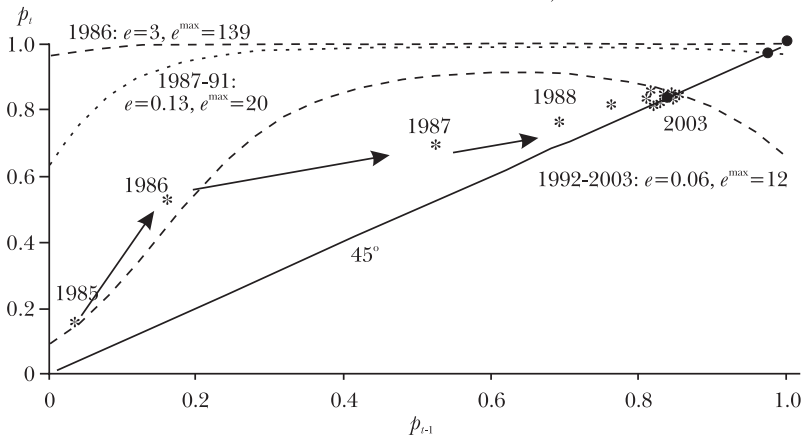
The estimated curves suggest that the dollarization levels between 1973 and 1980 were part of a mid-dollarization unstable equilibrium mostly founded on large relative levels of *FCC* as *FCD* were not too significant yet (see Figure V), but which was probably heading to a low-dollarization steady-state, the only achievable in the existing conditions as the curve crosses the 45-degree line only at a near-zero level (bottom left of the graph). A first shock on the dynamics was given by the 20% depreciation rate in 1981, which shifted the curve upwards although with no serious implications. However, the 161% depreciation rate observed in 1982, followed by the whopping 1,200%, 2,600% and 13,900% rates the following three years caused radical shifts in the curve which led the low steady-state to disappear. Thus the high-dollarization steady-state (top right of the graph) became the only feasible steady-state for the dollarization ratio, as holding USD was the dominant strategy for any agent.

The fact that the actual data behaved oppositely as expected (*i.e.* the ratio is decreasing between 1982 and 1985 in Figure VI) can be explained by *i)* the severe financial restrictions imposed by the government including the prohibition of *FCD*, and, *ii)* the continuous capital outflows in the form of USD-denominated cross-border deposits motivated by the poor economic conditions in the country,⁶⁴ both of which also had a negative effect over *FCC* (see Figure V). Immediately after the financial restrictions over USD usage were removed in September 1985 along with several other fiscal and monetary measures which helped to restore the economic and political stability in the country, dollarization equally in the form of *FCD* and *FCC* initiated its increasing trend.

In order to stabilize the exchange rate and its expectations, a crawling peg regime was introduced at the end of 1985. After a 300% depreciation rate in 1986, the regime succeeded in bringing the depreciation rate down to less than 20% the following years. However, it seems that the regime did not succeed in eradicating the past legacy effect on the agents' exchange rate expectations formation.

As Figure IX shows, the dollarization ratio increased sharply between 1986 and 1991 despite a 13% average depreciation rate. Then, even though the average depreciation fell to only 6% since 1991 the *UDR* kept rising until it apparently reached a high-dollarization steady-state in 1998 at about 85%, where continues until today. In fact, the *UDR* kept increasing even though the *FCC* holdings reduced remarkably after 1993 (see Figure V);

FIGURE IX. THE DOLLARIZATION RATIO DYNAMICS, 1986-2003



⁶⁴ See Antelo (2000) and Balaño *et al.* (1999)

thus reinforcing the notion that agents probably were gradually shifting their USD-denominated wealth from cash to deposits as the confidence in the domestic banking system (although not in the domestic currency) was recovering during the 90s.⁶⁵

Such behaviour should not be surprising since the 1982-1986 shocking depreciation rates, caused by poor monetary and fiscal policies carried out by the Bolivian government, may not be easy to forget by the public. Consequently, the agents' reasonable fears that such episodes could reiterate in the future will necessarily affect their investment decisions as well as their currency preferences in favour of USD-denominated assets as a hedge against domestic distortions (*i.e.* domestic inflation and boliviano depreciation).

Figure IX also suggests, however, that while the past legacy effect has not been completely eradicated it might have been considerably reduced thanks to more than 20 years of low depreciation rates, thus leading the curve to continuously shift downwards. In fact, the 85% steady-state dollarization ratio seems consistent with the lower curve in the Figure, where $e_t^{\max} = 12$ (*i.e.* an expected maximum depreciation rate of 1,200%). Nevertheless, given the current circumstances, this steady-state still represents the only achievable stable steady-state, a feature with critical implications for the efficacy of the policies used in order to modify the current dollarization levels in Bolivia, an issue which is discussed next.

4. Exchange rate policy implications

Whether Bolivia should fully dollarize or pursue zero-dollarization is part of a very intense debate which was examined in Section II. Given the many pros and cons often associated with dollarization and so little evidence, it is difficult to determine with certainty which of these alternatives is better.⁶⁶ Where there is some unanimity, though, is that the current Bolivian situation (*i.e.* a high-dollarization steady-state) is not optimal as it intensifies the financial system's vulnerability to exchange rate movements in a context of excessive currency-mismatches, high levels of liability dollarization and the central bank's limited capacity as lender of last resort.⁶⁷

The analysis in the previous section suggests that the remaining

⁶⁵ A similar conclusion was proposed by Baliño *et al.* (1999).

⁶⁶ See Berg and Borenztein (2003).

⁶⁷ See Baliño *et al.* (1999) and Gulde *et al.* (2004).

steps towards OD in Bolivia seem to be quite straightforward. The economy has already reached a high-dollarization steady-state which could be used as the groundwork to achieve full-dollarization in the sense that a potential government's official decision to adopt such regime might not be greatly contested by the public. However, this does not necessarily imply that OD is the best regime for Bolivia.

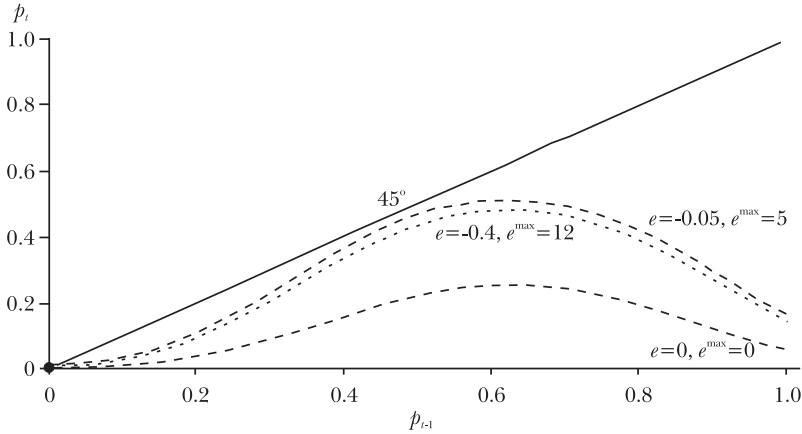
In fact, a clear-cut cost-benefit analysis derived from the proposed model, which consists in comparing the costs associated with zero-dollarization to those associated with full-dollarization (see Table 1), indicates that a high-dollarization steady-state is suboptimal for agents whenever $e_t < \psi$ (or $e_t < 0.43$), a condition that has held true in Bolivia for the last 20 years if the past legacy effect is not considered. In the same line, the CBB has declared its full commitment to reduce the current level of dollarization in Bolivia (CBB, 2005), citing the costs often attributed to dollarization as the main reasons driving this endeavour.

In this sense, it is worthwhile to examine what the Bolivian monetary authority could do to reduce dollarization. Only exchange rate policy issues will be discussed here as other coercion-based approaches such as imposing taxes on USD holdings (Russia) or prohibiting *FCD* (Bolivia and Peru) have proved to work not only against de-dollarization but also against the stability of the entire financial system.⁶⁸

Figure X shows that, in the hypothetical case where $e_t^{\max} = 0$ and $e_t = 0$ (represented by the lower curve), the only possible stable steady-state is the low-dollarization one. This important finding suggests that, despite its high levels, dollarization in Bolivia has not become irreversible in a strict sense. If stabilization is maintained long enough so $e_t^{\max} = 0$ and the current depreciation rate is also low and under control, the Bolivian economy can spontaneously initiate a reverse phase transition by which it gradually moves from the high-dollarization steady-state to the low-dollarization one. Nevertheless, one may expect this process to be painfully slow (a sort of soft irreversibility of dollarization) as, according to the evidence presented earlier, e_t^{\max} seems to decrease very slowly over time and still today is suspected to be quite considerable.

⁶⁸ See Oomes (2003) and Antelo (2000). Other opportunity-cost-related measures designed to encourage de-dollarization (*i.e.* reducing reserve requirements for *boliviano*-deposits, increasing the ask-bid spread in the regulated exchange rate market or increasing the supply of inflation-indexed *boliviano*-denominated assets) are not discussed here as they go beyond the intended scope of this study.

FIGURE X. REDUCING UNOFFICIAL DOLLARIZATION IN BOLIVIA



Consequently, the CBB could have a leading role in order to accelerate the reverse phase transition. In effect, assuming that $e_t^{\max} = 12$ as suggested by the estimates of the previous section, and assuming too that stabilization is firmly sustained over time, the CBB could: *i*) directly induce de-dollarization via temporary exchange rate appreciations; or *ii*) induce a faster reduction of e_t^{\max} , via some efforts to recuperate the public's confidence in the domestic economic policy.

According to the first alternative, which is operatively feasible as the CBB daily and directly administers the country's current crawling peg exchange rate system,⁶⁹ a temporary appreciation of about 40% would be necessary in order to offset the effect of e_t^{\max} and induce de-dollarization (intermediate curve in the Figure). However, note that the effects of such measure over the country's competitiveness in the international trade could be devastating and, thus, seems quite impractical.

Alternatively, the second option could involve a continuous strengthen of the CBB's reputation, mainly associated with its independence from political pressures and a responsible management of the country's monetary policy, so the public's confidence in the financial system can be fully restored and, thus, e_t^{\max} can be gradually reduced.⁷⁰ Yet, applying this approach alone will probably represent a much slower progress towards low-dollarization and also will be difficult to measure given the high degree of subjectivity involved.

Given these considerations, a combination of both approaches

⁶⁹ See www.bcb.gov.bo.

⁷⁰ Pro-boliviano media campaigns may also be helpful for this purpose.

may then be more feasible in order to reach a low-dollarization steady-state. For example, assuming an hypothetical case where $e_t^{\max} = 5$ (due to an increase in the public's confidence) it would require an initial appreciation of 5% (upper curve in the Figure), which needs to be maintained until the actual *UDR* is below the intermediate, unstable equilibrium level (not shown in the Figure but probably placed at about 40% as in the 1976-1981 period) so it can spontaneously decrease towards the low-dollarization steady-state. Hence, a combination of moderate temporary exchange rate appreciations, which do not affect the country's competitiveness, and a continuous strengthen of the CBB's reputation appears to be the most feasible approach in order to accelerate de-dollarization.

VI. SUMMARY AND FINAL REMARKS

The results obtained from the empirical work presented in this paper in order to explain dollarization hysteresis in Bolivia give strong evidence of the relevance of the so-called past legacy effect while the importance of network externalities seems to rely deeply on the presence of the latter. This would imply that, while dollarization in Bolivia has been highly persistent, there is some evidence suggesting that it has not become strictly irreversible. Indeed, the condition that ensures the existence of USD network externalities is found to be strongly rooted in the incidence the past legacy effect has on the formation of exchange rate expectations. This also seems to support the notion that dollarization in Bolivia is more associated with the agents' need for a reliable store of value rather than a medium of exchange, in which the *boliviano* still has a primary role.

The use of the *UDR* as the relevant dollarization ratio in the estimation procedure proved to be adequate given the general robustness of the estimation, the reasonable sizes and expected signs of the estimated coefficients, which led to find realistic values for the structural-model parameters. These results contrasted with the unconvincing and rather unrealistic values found when the commonly used *FCD/TD* ratio was included. This would suggest that the use of a broader measure of dollarization such as the *UDR* seems more adequate in reflecting the agents' currency-choice process associated with both transactional and store-of-value purposes.

The empirical results also suggested that, whereas the remaining steps towards and OD regime appear to be somewhat

straightforward, a fully-committed de-dollarization process will probably be very slow as it is necessary to consistently reduce the incidence of the past legacy effect over the public's exchange rate expectations. In fact, the evidence indicated that this effect has been gradually fading out, possibly due to 20 years of relative economic stability, but still seems to be quite significant, implying that agents continue to "remember" the shock despite such a long time.

Finally, this study showed that if reaching a low-dollarization steady-state represents the main objective (as recently stated by the CBB and also as suggested by the benefit-cost analysis derived from the estimated model), combining moderate temporary exchange rate appreciations which do not affect the country's competitiveness in trade with a continuous strengthen of the CBB's reputation regarding its independence from political pressures and a responsible management of the monetary policy, can help to accelerate de-dollarization and thus achieve a low-dollarization steady-state in a faster and less costly way.

Appendix 1

Logistic transformation of equation (7)

Consider equation (7):

$$p_t = \frac{1}{1 + \exp\left\{-\frac{1}{\varphi}(\alpha e_t + (1 - \alpha)e_t^{\max} - \theta_t + (2\theta_t - \psi_t)p_{t-1})\right\}}$$

Which can be written as:

$$p_t = \frac{1}{1 + \exp\{\beta\}}$$

Where:

$$\beta = -\frac{1}{\varphi}(\alpha e_t + (1 - \alpha)e_t^{\max} - \theta_t + (2\theta_t - \psi_t)p_{t-1})$$

Now, subtracting (-1) from both sides of the equation, multiplying them by (-1) and reordering terms:

$$1 - p_t = \frac{\exp(\beta)}{1 + \exp(\beta)}$$

Dividing both sides by p_t and recalling equation (7):

$$\frac{1 - p_t}{p_t} = \frac{\exp(\beta)}{(1 + \exp(\beta))^{-1}(1 + \exp(\beta))} = \exp(\beta)$$

Finally, applying natural logarithms to both sides of the equation and recalling the following logarithm properties: *i*) $\ln a^x = x \ln a$; and *ii*) $\ln e = 1$, yields:

$$\ln\left(\frac{1 - p_t}{p_t}\right) = \beta$$

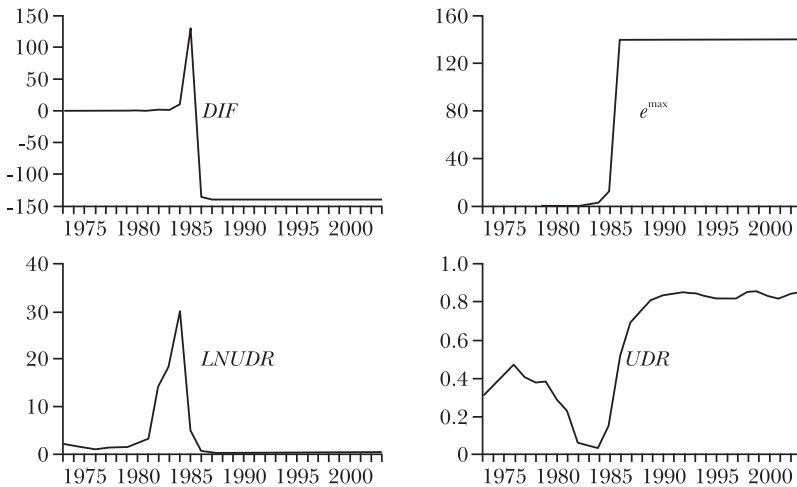
Or:

$$\ln\left(\frac{1 - p_t}{p_t}\right) = -\frac{1}{\varphi}(\alpha e_t + (1 - \alpha)e_t^{\max} - \theta_t + (2\theta_t - \psi_t)p_{t-1})$$

Which is the log-linear representation of equation (7), as presented in equation (11).

Appendix 2

FIGURE A.I. VARIABLES INCLUDED IN THE EMPIRICAL PROCEDURE, 1973-2003



REFERENCES

Antelo, Eduardo (2000), “Políticas de estabilización y de reformas

- estructurales en Bolivia a partir de 1985”, *Serie Reformas Económicas* (CEPAL), n° 62; Available online at: www.eclac.cl/publicaciones/DesarrolloEconomico/8/1358/lcl1358.pdf.
- Arguedas, Claudia, and Bernardo Requena (2002), “La dolarización en Bolivia: una estimación de la elasticidad de sustitución entre monedas”, *Revista de Análisis* (Banco Central de Bolivia), vol. 5, n° 2.
- Baliño, Tomas, Adam Bennett and Eduardo Borensztein (1999), *Monetary Policy in Dollarized Economies*, International Monetary Fund, Washington (Occasional Paper, n° 171).
- Berg, Andrew, and E. Borensztein (2003), “The Pros and Cons of Full Dollarization”, in Dominick Salvatore, James Dean and Thomas Willett (eds.), *The Dollarization Debate*, Oxford University Press, New York.
- Brock, William, and Steven Durlauf (2001), “Interactions-Based Models”, in James Heckman and Edward Leamer (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. 5, Elsevier Science, Amsterdam (Handbook of Economics Series).
- Calvo, Guillermo (1999), *On Dollarization*, mimeo, University of Maryland; Available online at: www.econ.yale.edu/alumni/reunion99/calvo1.htm.
- Calvo, Guillermo, Alejandro Izquierdo and Ernesto Talvi (2004), “Sudden Stops, The Real Exchange Rate and Fiscal Sustainability: Argentina’s Lessons”, in Volbert Alexander, Jacques Mélitz and George von Furstenberg (eds.), *Monetary Unions and Hard Pegs*, Oxford University Press, New York.
- Calvo, Guillermo, and Carlos A. Végh (1992), “Currency Substitution in Developing Countries - An Introduction”, International Monetary Fund, Washington (Working Paper, n° 92/40).
- Central Bank of Bolivia (2002), *Memoria Anual 2002*; Available online at: www.bcb.gov.bo.
- Central Bank of Bolivia (2005), “Los costos de la dolarización para el sistema financiero”, *Boletín Informativo*, n° 143, 12; Available online at: www.bcb.gov.bo.
- Clements, Benedict, and Gerd Schwartz (1993), “Currency Substitution: The Recent Experience of Bolivia”, *World Development*, vol. 21, n° 11, pp. 1183-93.
- Cohen, Benjamin (2003), “Monetary Union”, in Dominick Salvatore, James Dean and Thomas Willett (eds.), *The Dollarization Debate*, Oxford University Press, New York.
- Concise Oxford English Dictionary (2004), 11th Ed., Oxford University Press, Oxford, p. 1708.
- Costa, Claudia, and Paul de Grauwe (2004), “Electronic Money”, in Volbert Alexander, Jacques Mélitz and George

- von Furstenberg (eds.), *Monetary Unions and Hard Pegs*, Oxford University Press, New York.
- De la Rocha, Javier (1996), *The transmission mechanism of monetary policy in Peru*, Bank of International Settlements; Available online at: www.bis.org/publ/plcy03h.pdf.
- Dowd, Kevin, and David Greenway (1993), "Currency Competition, Network Externalities and Switching Costs: Towards an Alternative View of Optimum Currency Areas", *Economic Journal*, vol. 103, pp. 1180-89.
- Edwards, Sebastian (2003), "Dollarization: Myths and Realities", in Dominick Salvatore, James Dean and Thomas Willett (eds.), *The Dollarization Debate*, Oxford University Press, New York.
- Enders, Walter (2004), *Applied Econometric Time Series*, 2nd Ed., John Wiley and Sons, New Jersey.
- Feige, Edgar, and James Dean (2004), "Dollarization and Euroization in Transition Countries: Currency Substitution, Asset Substitution, Network Externalities, and Irreversibility", in Volbert Alexander, Jacques Mélitz and George von Furstenberg (eds.), *Monetary Unions and Hard Pegs*, Oxford University Press, New York.
- Feige, Edgar, Michael Faelund, Velimir Sonje and Vedran Sosic (2003), "Unofficial Dollarization in Latin America", in Dominick Salvatore, James Dean and Thomas Willett (eds.), *The Dollarization Debate*, Oxford University Press, New York.
- Fischer, Stanley (1999), *On the Need for an International Lender of Last Resort*, International Monetary Fund, Washington; Available online at: <http://www.imf.org>.
- Fischer, Stanley (2001), *Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct?*, International Monetary Fund, Washington; Available online at: <http://www.imf.org>.
- Franses, Phillip (1998), *Time Series Models for Business and Economic Forecasting*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Greene, William (1997), *Econometric Analysis*, 4th Ed., Prentice-Hall, New Jersey.
- Gulde, Anne-Marie, David Hoelscher, Alain Ize, David Marston and Gianni de Nicolo (2004), *Financial Stability in Dollarized Economies*, International Monetary Fund, Washington (Occasional Paper, n^o 230).
- Hallwood, Paul, Ian Marsh and Jörg Scheibe (2004), *An Assessment of the Case for Monetary Union or Official Dollarization in Argentina, Brazil, Chile, Uruguay and Venezuela*. University of Connecticut (Working Papers, n^o 2004-13); Available online at: www.econ.uconn.edu/working/2004-13.pdf.

- International Monetary Fund (2000), *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions 2000*, IMF, Washington.
- International Monetary Fund (2004), *Argentina: Second Review Under the Stand-By Arrangement and Requests for Modification and Waiver of Performance Criteria*, International Monetary Fund, Washington (Country Report, n° 04/195).
- International Monetary Fund (2005), *International Financial Statistics*, International Monetary Fund, Washington.
- Kamin, Steven, and Neil R. Ericsson (2003), "Dollarization in Post-hyperinflationary Argentina", *Journal of International Money and Finance*, vol. 22, n° 2, pp 185-211.
- McKinnon, Ronald (1996), "Direct and Indirect Concepts of International Currency Substitution", in Paul Mizen and Eric Pentecost (eds.), *The Macroeconomics of International Currencies*, Edward Elgar, Cornwall.
- Melvin, Michael (1988), "The Dollarization of Latin America as a Market-enforced Monetary Reform: Evidence and Implications", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 36, pp. 543-58.
- Melvin, Michael, and Gonzalo Afcha de la Parra (1989), "Dollar Currency in Latin America: A Bolivian Application", *Economic Letters*, n° 31, pp. 393-97.
- Mizen, Paul, and Eric Pentecost (1996), "Currency Substitution in Theory and Practice", in Paul Mizen and Eric Pentecost (eds.), *The Macroeconomics of International Currencies*, Edward Elgar, Cornwall.
- Mongardini, Joannes, and Johannes Mueller (2000), "Ratchet Effects in Currency Substitution. An application to the Kyrgyz Republic", *IMF Staff Papers*, vol. 47, n° 2, pp. 218-37.
- Mueller, Johannes (1994), *Dollarization in Lebanon*, International Monetary Fund, Washington (Working Paper, n° 94/12).
- Mundell, Robert (2003), "Currency Areas, Exchange Rate Systems, and International Monetary Reform", in Dominick Salvatore, James Dean and Thomas Willett (eds.), *The Dollarization Debate*, Oxford University Press, New York.
- Murray, John, and James Powell (2002), *Dollarization in Canada: The Bucks Stop There*, Bank of Canada (Technical Report, n° 90); Available online at: www.dsp-psd.pwgsc.gc.ca/Collection/FB3-1-90E.pdf.
- Oomes, Nienke (2003), *Network Externalities and Dollarization Hysteresis: The Case of Russia*, International Monetary Fund, Washington (Working Paper, n° 03/96).
- Oomes, Nienke, and Andrei Shinkevich (2002), *Dollarization Hysteresis in Russia*, EERC (Working Paper).

- Orellana, Walter (1999), "Estimación del circulante y el multiplicador monetario en dólares", *Revista de Análisis* (Banco Central de Bolivia), vol. 2, nº 1; Available online at: www.bcb.gov.bo/pdf/files/iniciales/revistas/julio1999/Cap3.pdf.
- Peiers, Bettina, and Jeffrey Wrase (1997), *Dollarization Hysteresis and Network Externalities: Theory and Evidence From an Informal Bolivian Credit Market*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, Philadelphia (Working Paper, nº 97-21).
- Perron, P. (1990), "Testing for a unit roots in a time series with a changing mean", *Journal of Business and Economics and Statistics*, nº 8, pp. 153-62.
- Perry, Guillermo, and Luis Servén (2003), *The Anatomy of a Multiple Crisis: Why was Argentina Special and What Can We Learn From It?*, World Bank Policy Research (Working Paper, nº 3081); Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=636443>.
- Reding, Paul, and Juan Antonio Morales (2004), *Currency Substitution and Network Externalities*; Available online at: www.papers.ssrn.com.
- Rojas-Suarez, Liliana (2003), "What Exchange Rate Arrangement Works Best for Latin America?", in Dominick Salvatore, James Dean and Thomas Willett (eds.), *The Dollarization Debate*, Oxford University Press, New York.
- Salvatore, Dominick (2003), "Which Countries in the Americas Should Dollarize?", in Dominick Salvatore, James Dean and Thomas Willett (eds.), *The Dollarization Debate*, Oxford University Press, New York.
- Savastano, Miguel (1996), "Dollarization in Latin America: recent evidence and policy issues", in Paul Mizen and Eric Pentecost (eds.), *The Macroeconomics of International Currencies*, Edward Elgar, Cornwall.
- Schuler, Kurt (2005), "Some Theory and History on Dollarization", *Cato Journal* (Cato Institute), vol. 25, nº 1, pp. 115-25.
- Sistema Económico Latinoamericano (1997), "Situación, políticas y perspectivas de la deuda externa latinoamericana y caribeña", *Capítulos*, nº 51, julio-septiembre; Available online at: www.sela.org/public_html/aa2k/es/cap/N51/rcap5111.htm.
- Uribe, Martin (1997), "Hysteresis in the Simple Model of Currency Substitution", *Journal of Monetary Economics*, vol. 40, pp. 185-202.

PUBLICACIONES DEL CEMLA

Guillermo Ortiz

*La banca global: tendencias e implicaciones
de política y la perspectiva del país anfitrión*

Jeremy Foster

Banca central, capital y utilidades

Antonio Rosas Cervantes

*La capitalización de los bancos centrales
y las normas internacionales
de contabilidad*

BOLETÍN ENERO-MARZO 2007

PUBLICACIONES DEL CEMLA

Enrique Alberola
Rodrigo César Salvado

*Las remesas de emigrantes y el papel de la banca
en la profundización financiera de los países
receptores*

Stanley Sienkiewicz

*Tarjetas prepagadas: ¿vulnerables
al lavado de dinero?*

*Autoridades de los bancos centrales de América
Latina y el Caribe, así como de otras instituciones
colaboradoras del CEMLA*

BOLETÍN ENERO-MARZO 2007



El *Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos* es una asociación regional de bancos centrales de América Latina y el Caribe. Además participan, como miembros colaboradores, bancos centrales extrarregionales, organismos supervisores y entidades financieras regionales. El principal cometido de la Institución es, desde 1952, la cooperación entre sus miembros para promover un mejor conocimiento de temas monetarios y financieros en la región. Entre sus modalidades de acción el Centro realiza actividades de capacitación, divulgación y estudios, así como programas plurianuales de asistencia técnica en áreas de infraestructura del sector financiero. Asimismo, el CEMLA actúa como secretaria técnica en las reuniones de gobernadores y técnicos de banca central de nuestra región.

El CEMLA ofrece regularmente desde 1955 publicaciones periódicas que, al cabo del año, pasan revista y analizan los principales temas financieros y monetarios que ocupan la atención de los bancos centrales de América Latina y el Caribe. En el *Boletín* se presentan temas actuales de interés general que reúnen a una amplia audiencia para mantenerla a la vanguardia en los principales debates en materia de teoría y política económica, monetaria y financiera. *Monetaria* y *Money Affairs* (publicaciones bilingüe y en inglés, respectivamente) difunden estudios elaborados por investigadores de bancos centrales, instituciones financieras internacionales, universidades y otras entidades académicas. En los artículos publicados predomina un enfoque teórico o cuantitativo sobre temas especializados en los campos financiero y monetario.

monetaria

Suscripción anual: 80.00 dólares (América Latina y el Caribe: 50.00 dólares; estudiantes y maestros: 40.00 dólares). Ejemplar suelto: 22.00 dólares (América Latina y el Caribe: 15.00 dólares; estudiantes y maestros: 11.00 dólares).

Suscripciones y pedidos:

Aída Salinas Domínguez

CEMLA

Durango nº 54, México, D. F., 06700, México

Tel.: (5255) 5061-6651

Telefax: (5255) 5061-6659

E-mail: publicaciones@cemla.org

MIEMBROS DEL CEMLA

ASOCIADOS

Banco Central de la República Argentina	Banco de Guatemala
Centrale Bank van Aruba	Bank of Guyana
Central Bank of the Bahamas	Banque de la République d'Haïti
Central Bank of Barbados	Banco Central de Honduras
Central Bank of Belize	Bank of Jamaica
Banco Central de Bolivia	Banco de México
Banco Central do Brasil	Bank van de Nederlandse Antillen
Eastern Caribbean Central Bank	Banco Central de Nicaragua
Cayman Islands Monetary Authority	Banco Central del Paraguay
Banco Central de Chile	Banco Central de Reserva del Perú
Banco de la República (Colombia)	Banco Central de la República Dominicana
Banco Central de Costa Rica	Centrale Bank van Suriname
Banco Central de Cuba	Central Bank of Trinidad and Tobago
Banco Central del Ecuador	Banco Central del Uruguay
Banco Central de Reserva de El Salvador	Banco Central de Venezuela

COLABORADORES

Bancos centrales

Deutsche Bundesbank (Alemania)	Banca d'Italia
Bank of Canada	De Nederlandsche Bank (Países Bajos)
Banco de España	Bangko Sentral ng Pilipinas
Federal Reserve System (Estados Unidos)	Banco de Portugal
Banque de France	European Central Bank

Otras instituciones

Superintendencia de Bancos y Seguros (Ecuador)	Superintendencia de Bancos (República Dominicana)
Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)	Banco Centroamericano de Integración Económica
Superintendencia de Bancos (Guatemala)	Banco Latinoamericano de Exportaciones, S. A.
Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)	Deutscher Genossenschafts- und Raiffeisenverband e. V. (Confederación Alemana de Cooperativas)
Superintendencia de Bancos (Panamá)	Fondo Latinoamericano de Reservas