

Equilibrio de la tasa de cambio nominal en Colombia y pronósticos del tipo de cambio

Por Jorge E. Muñoz A. y Mauricio Perfetti

RESUMEN

Este artículo utiliza la paridad de poder de compra (PPP) y la tasa de interés de paridad descubierta (UIP) para estimar el equilibrio de la tasa de cambio nominal (COP/USD) durante el periodo 1982-2007. El equilibrio estimado puede ser considerado como Behavioural Equilibrium Exchange Rate (BEER) el cual es condicional a las tasas de interés y el nivel de precios. Cada uno de los componentes de la tasa de cambio de equilibrio se pronostica por separado utilizando modelos de serie de tiempo. Por definición, la diferencia entre la tasa de cambio spot y la de equilibrio sigue un proceso estacionario. Dicha diferencia la utilizamos para construir los pronósticos de la tasa de cambio para 2008.

ABSTRACT

This paper uses Parity Power Purchasing (PPP) and Uncovered Rate Interest Parity to estimate a time-varying equilibrium for the nominal exchange rate (COP/USD) during the period 1982-2007. The estimated equilibrium can be considered a Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER) that is conditional on interest rates and price levels. Using a component model for equilibrium exchange rate, we have made forecasts for each one of these independent components using time series analysis. By definition, the difference between the spot exchange rate and the equilibrium exchange rate follows a stationary process. We have used this difference to make forecast of the nominal exchange rate for 2008.

Palabras clave: Modelo BEER, Purchasing Power Parity, Uncovered Interest Rate Parity, cointegración, tasa de cambio, equilibrio.

Equilibrio de la tasa de cambio nominal en Colombia y pronósticos del tipo de cambio

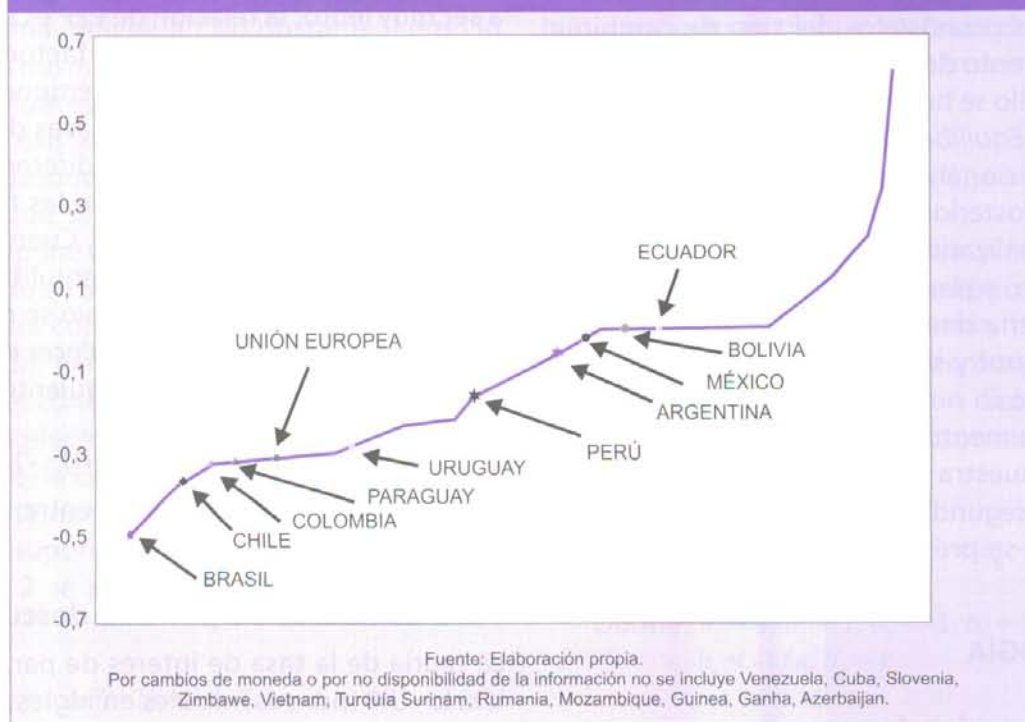
Jorge E. Muñoz A. y Mauricio Perfetti¹

INTRODUCCIÓN

Comenzando 2003 seguramente nadie hubiera vaticinado que la tasa de cambio nominal en Colombia experimentaría la senda de apreciación que tomó desde ese año, extendiéndose hasta hoy. Entre marzo de 2003 y enero de 2008, el tipo de cambio pasó de 2.959(COP/USD) a 1.983(COP/USD), lo que representa una revaluación acumulada del peso colombiano frente al dólar equivalente a 33%, la tercera más alta de América Latina, superada solo por Brasil y Chile.

Se sabe que este fenómeno también ha ocurrido en otras regiones del mundo; y que en América Latina y la Unión Europea ha tenido una tendencia mucho más marcada. Todo apunta a que las medidas tomadas para ajustar los desequilibrios macroeconómicos de la economía estadounidense han provocado un mayor flujo de dólares fuera de la economía americana², lo cual ha exacerbado la revaluación de muchas monedas alrededor del mundo (Figura 1).

Figura 1. Devaluación acumulada entre 2003 y enero de 2008 (175 países)



1. Jorge E. Muñoz es economista de la Oficina de Asesores del Gobierno en Asuntos Cafeteros. Mauricio Perfetti es director de la Fundación Manuel Mejía. Los comentarios pueden ser enviados a jemunoz@gmail.com. Agradecemos los comentarios de Catalina Zarate a una versión preliminar de este documento.
2. El déficit comercial y fiscal (*the twin deficits*) en Estados Unidos es la principal preocupación de la política macroeconómica estabilizadora en ese país. Por ejemplo, la reducción de 6,2% en el déficit comercial de Estados Unidos durante 2007 fue la más importante desde 1991, y se dio luego de seis años consecutivos de récords negativos en la balanza comercial. Estos puntos ganados en estabilidad se han logrado con un dólar débil en el mundo, que se explica en parte por el continuo descenso en las tasas de interés de Estados Unidos.

La actual coyuntura de la economía mundial aumenta el grado de incertidumbre sobre el comportamiento de la tasa de cambio, e impide en cualquier situación construir pronósticos confiables. Es así que casi seis años después, las preguntas más frecuente de los exportadores en nuestro país son: ¿el peso colombiano continuará revaluándose?, ¿hasta qué punto llegará la tendencia revaluacionista?, ¿en el corto plazo se volverá a ver una tasa de cambio similar a la de 2003?. Con estas preguntas el sector exportador ha desafiado la fuerte competencia del mercado internacional, con un componente adicional en su contra, el de percibir cada vez menores ingresos por su actividad.

Este documento pretende dar algunas luces a estas preguntas encontrando la senda más probable del tipo de cambio durante 2008. Para ello, se ganan algunos grados de confiabilidad en los pronósticos combinando la teoría económica y el análisis de series de tiempo.

Concretamente, en la metodología propuesta se anclan los pronósticos del tipo de cambio al comportamiento de una tasa de cambio de equilibrio. Para ello se hace uso de un modelo del tipo *Behavioural Equilibrium Exchange Rate* (BEER), el cual es condicional a las tasas de interés y el nivel de precios. Posteriormente, se rastrea la senda de equilibrio analizando sus componentes de corto y largo plazo, y por último, se determina la senda estacionaria de los desequilibrios con la tasa de cambio *spot* y se construyen los pronósticos condicionados.

Este documento se divide en tres partes, en la primera se muestra en detalle la metodología utilizada, en la segunda se muestran los resultados y en la tercera se presentan algunas conclusiones.

METODOLOGÍA

Paridad de poder de compra

La teoría de la paridad de poder de compra -PPP (por sus iniciales en inglés: *Purchasing Power Parity*) establece que las tasas de cambio nominales deberían moverse para equiparar el nivel de precios a través de los países. La teoría de PPP

permite equiparar de forma permanente el nivel de precios de dos países, el cual puede cambiar por los diferenciales en productividad y de los precios de los bienes no transables y de servicios. Formalmente, la teoría de PPP puede expresarse de la siguiente forma:

$$s(t) + c = p^*(t) - p(t) \quad (1)$$

Donde, $s(t) = \log_e$ de la tasa de cambio nominal, que la definimos como el número de unidades de moneda extranjera requeridas para comprar una unidad de moneda doméstica.

$p(t) = \log_e$ de los precios domésticos

$p^*(t) = \log_e$ de los precios extranjeros

$c =$ es una constante que representa la desviación permanente a un valor absoluto de PPP que se debe a los diferenciales de productividad y otros factores.

Dado que el arbitraje entre bienes puede llegar a ser muy lento, la relación de PPP es una relación de largo plazo. Existen muchos factores que pueden desviar la tasa de cambio temporalmente de dicha relación, tales como las tasas de interés, el precio de los *commodities*, los diferenciales en el crecimiento de las economías, o las turbulencias especulativas de los mercados. Cuando hay una desviación de la relación de equilibrio de PPP, esperamos que la tasa de cambio se mueva en la dirección correcta para re-establecer el equilibrio; esto puede expresarse de la siguiente forma:

$$\Delta s(t+1) = \alpha(p^*(t) - p(t) - s(t) - c) \quad (2)$$

Donde α es una constante entre 0 y 1.

Tasa de interés de paridad descubierta

La teoría de la tasa de interés de paridad descubierta -UIP (por sus iniciales en inglés: *Uncovered Interest Rate Parity*) es la análoga de la de PPP pero en el mercado de capitales. Esta teoría establece que si las tasas de interés en Colombia son más altas que las de Estados Unidos, entonces los inversionistas deben esperar que el tipo de cambio en Colombia se deprecie. Si este no fuera

el caso, entonces los inversionistas tendrían un mayor incentivo de comprar activos financieros en Colombia, llevando a que la tasa de cambio *spot* aumente (o que la tasa de interés en Colombia disminuya). La teoría de UIP se puede expresar de la siguiente forma:

$$E(s(t+1)) - s(t) = i^*(t) - i(t) + u \quad (3)$$

Donde

$i(t)$ = es la tasa de interés doméstica

$i^*(t)$ = es la tasa de interés equivalente en el extranjero

E denota la expectativa matemática en el periodo t , y

u = es el premio por el riesgo asociado con mantener en Colombia activos en dólares.

Combinando PPP y UIP

Como lo muestra Stephens (2004), no existe suficiente evidencia a favor de la hipótesis PPP y UIP de forma individual. No obstante, como lo menciona el mismo autor, este constante rechazo de ambas hipótesis a nivel individual puede deberse a que existe una relación sistemática entre ambas condiciones, dado que tanto el PPP y UIP se supone que se mantienen simultáneamente. Como lo propone Choy (2000), y que se encuentra documentado en Stephens (2004), se construyó un esquema para combinar ambas hipótesis en una sola ecuación. Para ello partimos de asumir que los inversores conocen todo acerca de la hipótesis de PPP y sus efectos sobre la tasa de cambio. Por consiguiente, la condición de PPP asumimos que afecta directamente las expectativas de tasa de cambio. Si suponemos expectativas racionales, la ecuación 2 se puede describir de la siguiente manera:

$$E(s(t+1)) - s(t) = \Delta s(t+1) = a(p^*(t) - p(t) - s(t) - c) \quad (4)$$

Lo mismo para las expectativas de la tasa de cambio bajo la condición de UIP (ecuación (3)). Dado que PPP es una relación de largo plazo, asumimos que PPP forma la base de las expectativas en la condición de UIP. Algebraicamente

esto equivale a sustituir en la ecuación (4) las expectativas de la ecuación (3):

$$a(p^*(t) - p(t) - s(t) - c) = i^*(t) - i(t) + u$$

Reordenando:

$$s(t) + p(t) - p^*(t) + a^{-1}(i^*(t) - i(t)) + k = 0; \quad (5)$$

Donde $k = c + a^{-1}(u)$

Una vez más, en el mundo real, las tasas de cambio nominal no están siempre determinadas por los precios y las tasas de interés. La actividad especulativa o el movimiento de los precios de los *commodities*, por ejemplo, pueden llevar a una sostenida y significativa desviación de la tasa de cambio expresada en la ecuación (5). En lugar de ello, la ecuación (5) puede entenderse como una condición de equilibrio hacia la cual los precios, las tasas de interés y la tasa de cambio tienden a moverse en el largo plazo. En términos económicos, pensamos que las tasas de interés, los precios y la tasa de cambio están cointegradas de la siguiente forma:

$$s(t) + p(t) - p^*(t) + a^{-1}(i^*(t) - i(t)) + k = q(t); \quad (6)$$

Donde $q(t)$ es estacionaria y representa la desviación con respecto al equilibrio que impone la condición PPP-UIP. La ecuación (6) se estima empíricamente utilizando la técnica de Johansen para probar cointegración. Con dicha técnica se prueba si existe uno o más vectores de coeficientes tales que:

$$b_1 s_t + b_2 p_t + b_3 p_t^* + b_4 i_t + b_5 i_t^* + b_6 \sim I(0)$$

$$\text{Donde: } b_1 = 1, b_2 = 1, b_3 = -1, b_4 = 1/a, \\ b_5 = -1/a, b_6 = k$$

La hipótesis combinada de PPP-UIP se prueba de forma conjunta comparando el valor de dichos parámetros con sus valores estimados. La estimación del vector de cointegración nos permite encontrar la ecuación que describe la relación de largo plazo, en símbolos:

$$s^e(t) = -[b_2 p(t-1) - b_3 p^*(t-1) + b_4 i(t-1) + b_5 i^*(t-1) + b_6 + dg(t)]$$

Donde b_j corresponde a los coeficientes estimados del vector de cointegración ($j = 1, \dots, 6$), y $g(t)$ es una función determinística del tiempo. Finalmente, la tasa de cambio de equilibrio se obtiene de la siguiente forma:

$$z^e(t) = 1/\exp(s^e(t))$$

Descomposición y pronósticos de la tasa de equilibrio

El método que se propone para construir los pronósticos de la tasa de cambio de equilibrio ($z^e(t)$) parte del análisis clásico de series de tiempo según el cual, cualquier serie de tiempo posee cuatro componentes ortogonales entre sí: tendencia, ciclo, estacionalidad y ruido; en símbolos:

$$z^e(t) = T(t) \times C(t) \times S(t) \times U(t) \quad (7)$$

Donde $z^e(t)$ la definimos como una realización del proceso estocástico de la variable aleatoria $Z^E(t)$, y donde $T(t)$ es un componente de tendencia que captura los cambios seculares en la tasa de equilibrio; $C(t)$ es su componente cíclico que captura los movimientos regulares de $z^e(t)$ alrededor de su tendencia; $S(t)$ es el componente estacional que hace referencia a los movimientos regulares que se presentan en periodos específicos durante un lapso de tiempo; y finalmente, $U(t)$ es una variable aleatoria que vamos a suponer que proviene de una distribución log-normal, y de la cual se tiene que $U(t) = \exp(u(t))$, y en donde $u(t)$ la hemos definido como un ruido blanco gaussiano.

Con el fin de hacer estacionaria la varianza de $z^e(t)$ se utiliza una transformación monótona creciente de los datos, por facilidad, utilizamos la función logaritmo natural ($\log_e(z^e(t))$), de tal forma que se tiene el modelo aditivo:

$$\log_e(z^e(t)) = \log_e(T(t)) + \log_e(C(t)) + \log_e(S(t)) + u(t) \quad (8)$$

Dado que cada una de las componentes no

se observa directamente, se utilizan varias etapas para la extracción de cada una de ellas.

En la primera etapa se extrae el componente estacional del $\log_e(z^e(t))$ utilizando la metodología TRAMO. En la segunda etapa se extrae la tendencia del $\log_e(z^e(t))$.

Por un lado, si dicho componente es estocástico este procedimiento se puede hacer utilizando filtros mecánicos; o de lo contrario se pueden utilizar métodos de regresión simple. En la tercera etapa se extrae el componente cíclico ($C(t)$), que corresponde al residuo ($e(t)$) de la siguiente ecuación:

$$[\log_e(z^e(t)) - \log_e(S(t))] - \log_e(T(t)) = e(t) \sim AR(p) \quad (9)$$

Posteriormente, se extrae el componente de ruido blanco utilizando un modelo auto-regresivo sobre el término $e(t)$:

$$e(t) = AR(p) + u(t) \quad (10)$$

Donde $u(t)$ equivale al componente de ruido blanco que se presentó en la ecuación (8).

Para la generación de trayectorias partimos del supuesto de que cada una de las componentes de la tasa de cambio de equilibrio tiene su propia trayectoria pero interdependiente en el modelo, por esta razón, la combinación de éstas mostrará una realización o posible trayectoria global del equilibrio de la tasa de cambio nominal, la cual puede expresarse formalmente y simularse mediante técnicas de *Montecarlo*.

Desequilibrios de corto plazo

Los desequilibrios de corto plazo los obtuvimos de la diferencia logarítmica entre la tasa de cambio observada ($z(t)$) y la tasa de equilibrio ($z^e(t)$), esto es:

$$\begin{aligned} \log_e(1/z(t)) - \log_e(1/z^e(t)) &= q(t) \\ \log_e(z^e(t)) - \log_e(z(t)) &= q(t) \quad (11) \end{aligned}$$

La velocidad de ajuste al equilibrio se puede estimar mediante el coeficiente que acompaña el residuo de cointegración en el modelo de corrección de errores. No obstante, con el fin de generar pronósticos de mejor calidad, y dado que por definición $q(t)$ tiene covarianza estacionaria, se puede asumir que:

$$q(t) \sim AR(p) \quad (12)$$

con todas sus raíces fuera del círculo unitario. De esta forma, los pronósticos condicionales de la tasa de cambio se pueden obtener de la siguiente forma:

$$E(z(t+h)Im) = E[\exp(\log_e(z^c(t+h)) - q(t+h))Im] \quad (13)$$

Donde m equivale al vector de pronósticos construido a partir de la agregación de cada uno de los componentes de z^c y de los desequilibrios de corto plazo. A continuación mostramos como se obtienen.

Proposición³: como $s^c(t)$ es ortogonal a $q(t)$, entonces $\log_e(z^c(t+h))$ debe ser ortogonal a $-q(t+h)$.

De esta forma podemos operar en la ecuación (13) de la siguiente forma:

$$E(z(t+h)Im) = E[\exp(\log_e(z^c(t+h)))]E[\exp(-q(t+h))] \\ E(z(t+h)Im) = E[z^c(t+h)]E[\exp(-q(t+h))] \quad (14)$$

Donde:

$$E(z^c(t+h)) = E[\exp(e(t+h) + \log_e(T(t+h)) + \log_e(S(t+h)))]$$

$$E(z^c(t+h)) = E[\exp(e(t+h)\exp(\log_e(T(t+h))) \exp(\log_e(S(t+h))))]$$

$$E(z^c(t+h)) = E[\exp(e(t+h)T(t+h)S(t+h))]$$

$$E(z^c(t+h)) = E[\exp(e(t+h))]E[T(t+h)]E[S(t+h)] \quad (15)$$

En vista de que cada uno de los componentes de z^c son ortogonales.

Modelo VEC

Para encontrar la tasa de cambio nominal de equilibrio (z^c) bajo la condición de PPP-UIP, se llevó a cabo la estimación del vector de cointegración utilizando la técnica de máxima verosimilitud de Johansen (1988).

La relación de cointegración se estimó específicamente entre la tasa de cambio nominal *spot* (USD/COP), el nivel de precios de Estados Unidos y Colombia, y las tasas de interés comparables entre ambos países. Estimar dicho vector de cointegración implica estimar un modelo VEC ó modelo de corrección de errores. Para plantear dicha especificación comenzamos escribiendo el correspondiente modelo VAR sin restricciones para las variables en mención:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + GD_t + \mu_t \quad (16)$$

Donde:

$Y_t = [s_t \ p_t \ p_t^* \ i_t \ i_t^*]$ dado que estamos estimando PPP y UIP conjuntamente.

$A_l =$ son matrices de parámetros ($l = 0, 1, \dots, p$)

$\mu_t \sim$ NIID(0, Σ)

$D_t =$ es una matriz de *dummies* centradas con sus correspondientes parámetros a estimar G .

y finalmente $s_t, p_t, p_t^*, i_t, i_t^*$ corresponden a las variables definidas en la sección anterior.

De esta forma el modelo VEC queda definido como:

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi \begin{vmatrix} Y_{t-p} \\ 1 \end{vmatrix} + GD_t + \mu_t \quad (17)$$

Donde:

$\Delta Y_t =$ es la primera diferencia de las variables en el vector Y_t

$\Gamma_l =$ son los parámetros de corto plazo para las variables contenidas en el vector ΔY_{t-l} ($l = 1, 2, \dots, p-1$)

$\Pi = \alpha\beta$, donde β es un vector que contiene los parámetros de cointegración, objeto de interés en este estudio.

3. La prueba de la proposición se encuentra en el Anexo 1.

RESULTADOS

Los datos

En este estudio se utilizaron datos mensuales desde enero de 1982 hasta diciembre de 2007 dada la disponibilidad de la información de tasas de interés comparables entre ambos países. Asimismo, se utilizan los índices de precios al consumidor como medidas del nivel de precios; y los promedios de las tasas de interés de los certificados de depósito a término de 90 días como medidas comparables de la tasa de interés en ambos países.

La muestra disponible se dividió en dos sub-muestras con el fin de mejorar el análisis de la información y tener en cuenta el cambio de régimen de la tasa de cambio. Esto se debe a que entre 1967 y 1991 se tenía un régimen de mini-devaluaciones (*crawling peg*), y desde 1992 se da inicio a un régimen de libre flotación, en el que se dieron dos modalidades: entre 1994 y 1999 tuvo lugar el régimen de flotación entre bandas y posteriormente viene un régimen de libre flotación que se mantiene en la actualidad.

Finalmente, una condición para la estimación de un vector de cointegración es que las variables que componen dicha relación deben ser integradas del mismo orden, esto quiere decir que debe coincidir el número de raíces unitarias en el polinomio auto-regresivo de cada una de las variables del vector Y_t . Para verificar dicha condición, se llevaron a cabo las pruebas de ADF y KPSS. El resultado de dichas pruebas confirma que todas las variables son $I(1)$ en ambas sub-muestras; y en consecuencia se satisface la primera condición necesaria para estimar una relación de largo plazo. En el anexo se muestran éstos resultados.

Especificación del modelo

Con el fin de decidir el número de rezagos, p , en las ecuaciones (16) y (17) se utilizó la metodología de Sims (1980), que sugiere en primer lugar determinar el número de rezagos en el modelo VAR y después mantenerlo en la estimación del modelo VEC. Para la elección del rezago óptimo utilizamos los criterios de SBC, AIC, HQ y FPE, los cuales indicaron $p = 2$ en ambas sub-muestras.

Antes de probar cointegración se debe decidir las variables determinísticas a incluir en el vector de cointegración y en la parte de corto plazo del modelo VEC. Dado que las variables determinísticas que se incluyan afectan la distribución asintótica de la estadística de la prueba de rango, hemos utilizado el principio de Pantula (1989) para probar el número de relaciones de cointegración y la especificación del componente determinístico de forma conjunta. Según este principio, el investigador debe moverse desde el modelo más restringido hasta el modelo menos restringido manteniendo el mismo número de relaciones de cointegración en la hipótesis nula.

Este procedimiento continúa mientras se va incrementando el número de relaciones de cointegración y se detiene hasta que no exista suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula de (r) relaciones. Para confirmar que existe suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula utilizamos las pruebas de la traza y la del máximo valor propio. Utilizando este principio se identificaron dos vectores de cointegración en la primera sub-muestra y un vector en la segunda. Los resultados se muestran en el Cuadro 1.

En la Figura 2 se muestran las tasas de cambio de equilibrio en ambas sub-muestras junto con la tasa de cambio observada.

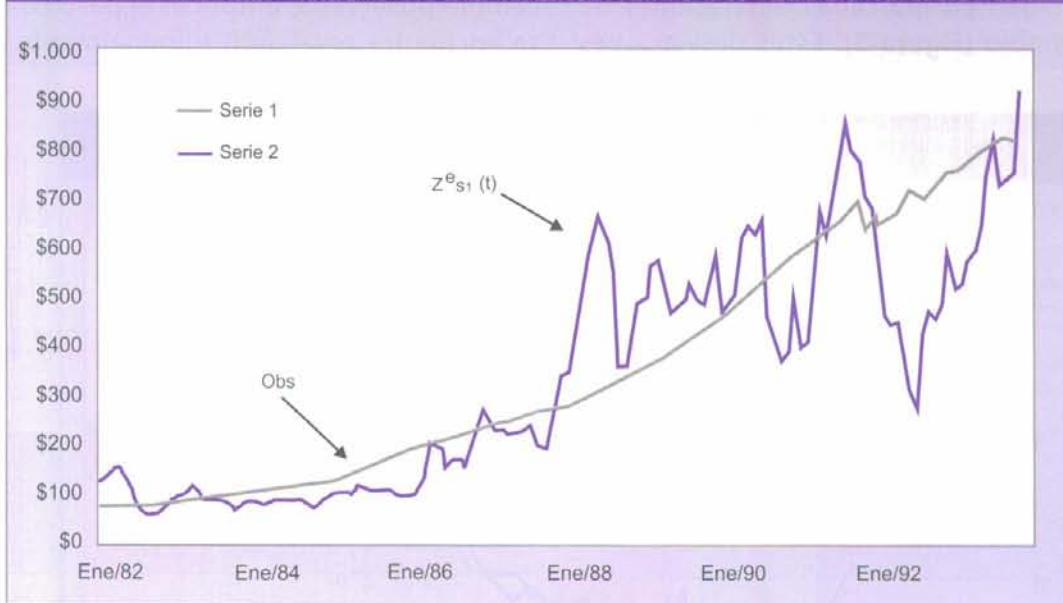
Cuadro 1. Vectores de cointegración

	$s(t)$	$p(t)$	$p^*(t)$	$i(t)$	$i^*(t)$	Traza	Max EV	$H_0: (r)$
Sub 1	1,00	5,77 (1.809)	-48,30 (9.55)	2,66 (0.808)	0,83 (0.348)	36,86 [42.92]	18,02 [25.82]	2
Sub 2	1,00	1,08 (0.099)	-14,90 (2.643)	-0,44 (0.058)	0,04 (0.033)	41,49 [55.24]	17,37 [30.81]	1

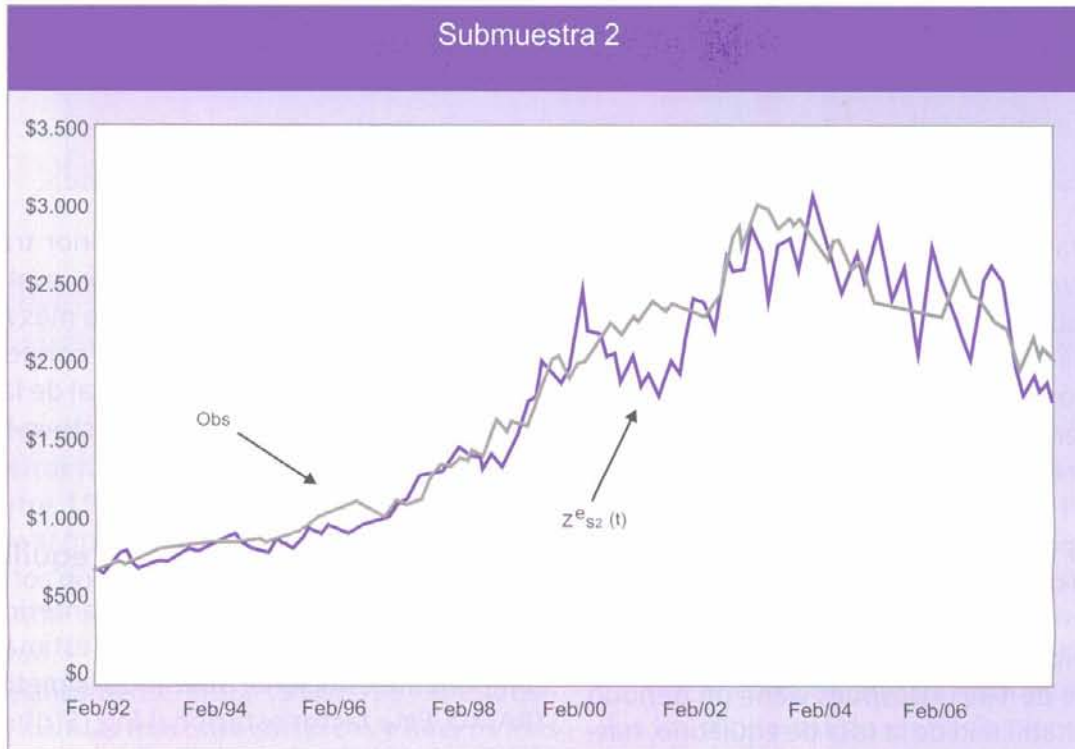
Errores estándar entre paréntesis

Valores críticos al 95% entre llaves

Figura 2. Tasas de Cambio de Equilibrio
Submuestra 1



Submuestra 2



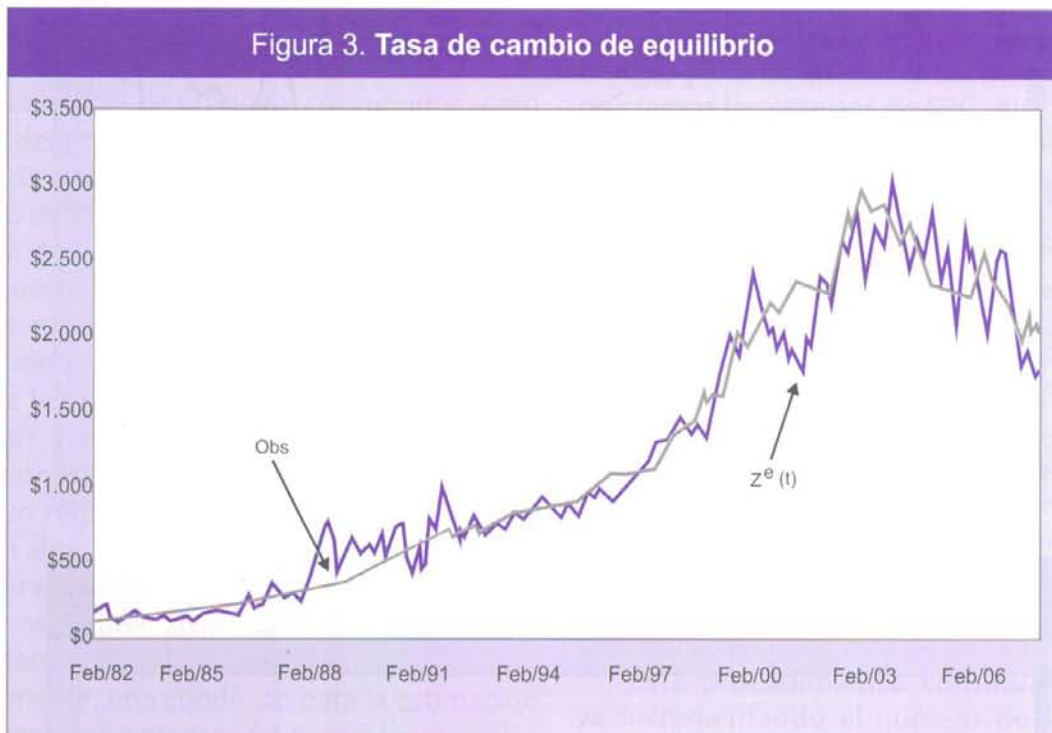
La tasa de equilibrio estimada con la primera sub-muestra se empalmó con la de la segunda sub-muestra de la siguiente forma:

$$z^c(t) = z^c_{s2}(t) = 1/(1+\Delta\%z^c_{s1}(t+1)), \text{ para } t = 1982:01, \dots, 1992:12$$

Donde $z^c_{s1}(t+1)$ corresponde a la tasa de equilibrio estimada con la primera submuestra y $z^c_{s2}(t)$ la estimada con la segunda. En la Figura 2 se muestra la tasa empalmada junto a la tasa de cambio observada para todo el periodo.

La tasa de equilibrio presenta periodos de especial volatilidad en toda la muestra, los cuales se reflejan en marcadas desviaciones de la tasa de cambio (Figura 3). Estas desviaciones

se interpretan de la siguiente manera: si la tasa de equilibrio aparece por encima de la tasa de cambio observada, entonces el peso colombiano se encuentra revaluado nominalmente; en con-



traste, si la tasa de equilibrio aparece por debajo de la observada, entonces el peso colombiano está devaluado nominalmente, en símbolos, si $z^e > z$ \leftrightarrow revaluación nominal; mientras que si $z^e < z$ \leftrightarrow devaluación nominal.

La primera desviación marcada de la tasa de cambio aparece entre enero de 1988 y el primer trimestre de 1992, periodo en el cual la revaluación nominal del peso frente al dólar fue predominante. Este periodo de revaluación coincide al final con el cambio del régimen de mini-devaluaciones hacia una tasa de libre flotación; este tránsito tuvo lugar en diciembre de 1991. Después viene un periodo de relativa estabilidad de la tasa de equilibrio, hasta el primer semestre de 2000, cuando nuevamente aparece un espacio marcado de revaluación, que se corrigió entre julio de 2000 hasta diciembre de 2001. Desde ese momento aparece un periodo de volatilidad que presenta un patrón estacional, pues desde 2002 hasta 2007 se observan picos en el mes de febrero; y huecos que se presentan en

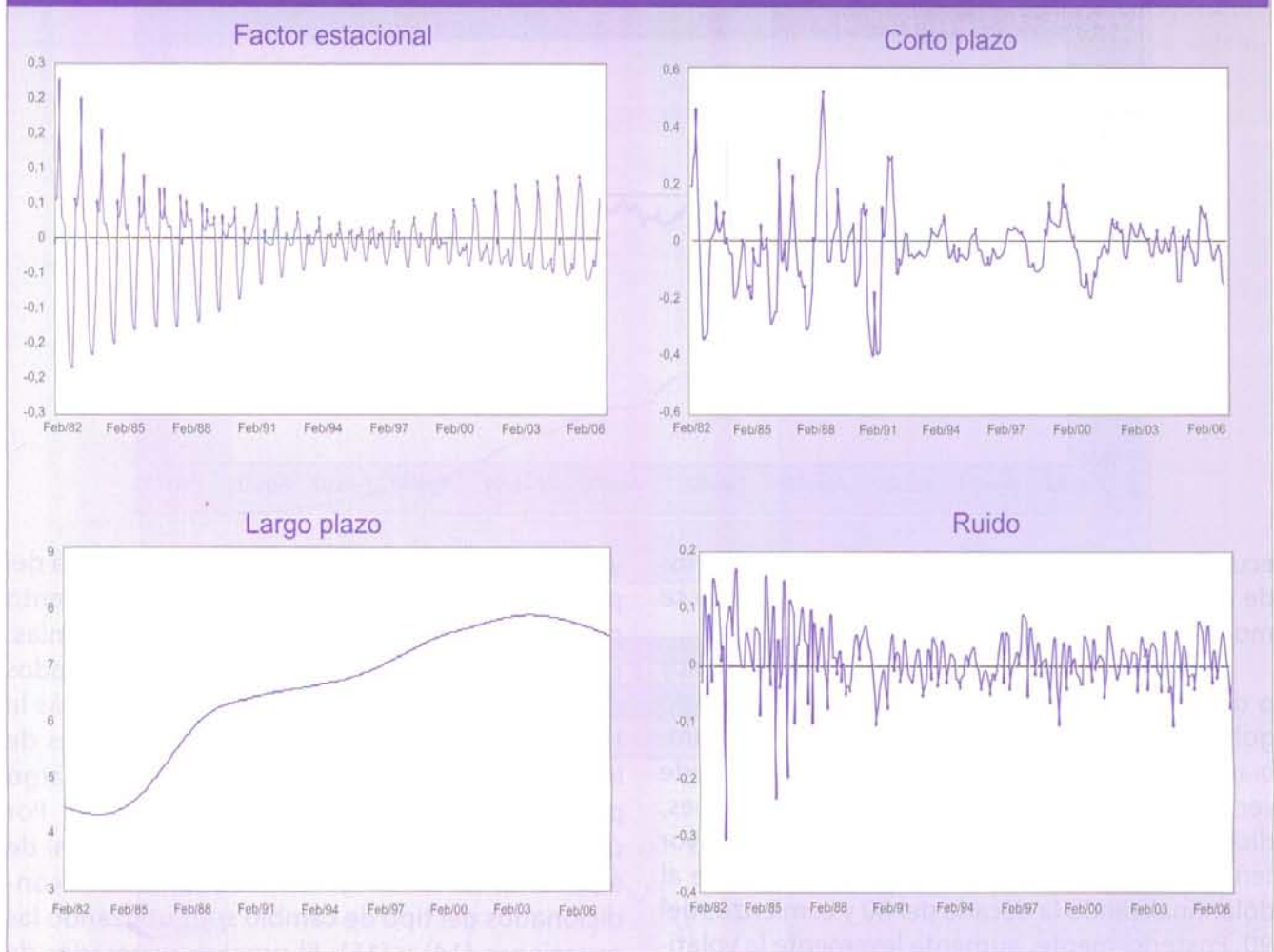
la segunda mitad del año. Lo anterior trae como consecuencia periodos regulares de revaluación y devaluación del peso en su historia más reciente. La desviación que ocurrió desde comienzos de 2000 coincide con la liberación total de la tasa de cambio, pues entre 1994 y 1999 estuvo flotando entre bandas.

Descomposición de la tasa de equilibrio

Como se mencionó en la sección anterior, luego de linealizar $z^e(t)$, se llevó a cabo la estimación del componente estacional utilizando la metodología TRAMO. Este factor estacional $\log_e(S(t))$ se extrae del $\log_e(z^e(t))$ y sobre el resultado se extrae el componente de tendencia y ciclo; para los tres componentes se estiman modelos de series de tiempo con intervención. La Figura 4 (a,b,c y d) muestra los resultados.

De este conjunto de figuras, la de la esquina superior izquierda muestra el factor estacional de

Figura 4. Componentes de la tasa de equilibrio



la tasa de equilibrio. En ella, se advierte un cambio en la estructura de correlaciones estacionales, pues entre 1982 y 1991 el patrón estacional es diferente al que se observa desde 2000. Asimismo, entre estos dos periodos, aparece otro entre 1992 y 1999 que se caracteriza por tener una menor volatilidad.

Específicamente, entre 1982 y 1991 la estacionalidad fue más marcada con picos y huecos más pronunciados, en abril y noviembre, respectivamente. Después de 2000, la estacionalidad cambia de ritmo, presentando picos en el primer trimestre del año y huecos en el tercer trimestre.

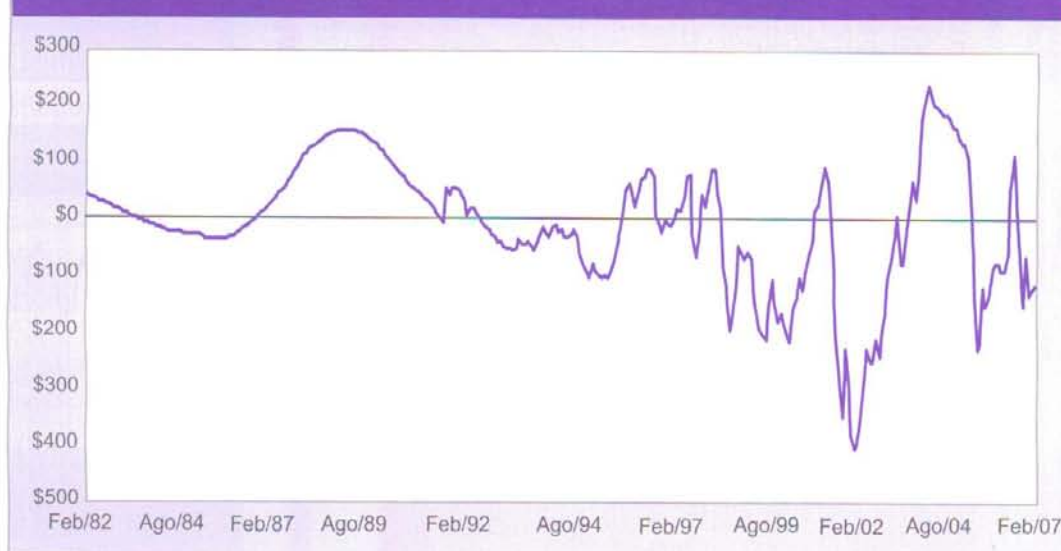
En cuanto al componente de corto plazo de la tasa de equilibrio, se puede decir que no presenta un patrón suave cíclico, sino que más bien está

gobernado por un componente de alta volatilidad, con una estructura de correlaciones de muy corto plazo. En contraste, el componente de largo plazo presenta una tendencia estocástica con un máximo entre 2003 y 2004, que coincide con el máximo de la tasa de cambio observada en Colombia; y en adelante comienza su continuo descenso. Por último, el componente de ruido cumple con todos los supuestos de un ruido blanco solamente durante el periodo de libre flotación que comenzó desde diciembre de 1991.

Desequilibrios de corto plazo

La Figura 5 muestra las desviaciones de la tasa de cambio de su nivel de equilibrio de largo plazo. Estas desviaciones fueron estimadas utilizando la

Figura 5. Desequilibrio de la tasa de cambio



ecuación (11) y se interpretan como desequilibrios de corto plazo. La dinámica del desequilibrio se modela utilizando un proceso auto-regresivo.

Como se puede observar, los desequilibrios o desviaciones de la tasa de cambio han estado gobernados por los regímenes de la política cambiaria en nuestro país. En primer lugar, se puede ver que durante el periodo de mini-devaluaciones, dichas desviaciones fueron suaves con una mayor tendencia hacia la revaluación del peso frente al dólar finalizando la década del 80 y comienzos del 90. Posteriormente, aumenta levemente la volatilidad del tipo de cambio con una ligera tendencia hacia la devaluación del peso entre 1993 y 1996; luego fluctúa con relativa estabilidad entre 1997 y mediados de 1999 y finaliza ese año con una fuerte devaluación que se prolonga hasta comienzos de 2004, con un piso en marzo de 2003. El comienzo de esa marcada devaluación coincide con la finalización del régimen de flotación entre bandas y el paso a un régimen de libre flotación. Posteriormente, entre 2004 y comienzos de 2006 el peso colombiano entra en un periodo de marcada revaluación, que se revierte entre mayo de 2006 y diciembre de 2007, pues el peso colombiano terminó este último año devaluado nominalmente frente a su equilibrio de largo plazo.

La dinámica reciente parece explicarse más por los cambios en productividad que por el arbitraje en los mercados de capitales entre Estados Unidos

y Colombia. La reciente senda revaluacionista del peso frente al dólar parece tener más sustento por la vía de los precios en ambas economías. Esto también se observa a través de los resultados de cointegración, ya que estos respaldan más la hipótesis de PPP que la de UIP visto a través de los signos esperados en las relaciones de largo plazo de ambas sub-muestras (Cuadro 1). Por último, utilizando la tasa de cambio nominal de equilibrio, se construyeron los pronósticos condicionados del tipo de cambio *spot* utilizando las ecuaciones (14) y (15). El proceso generador de datos se simuló para un $\lambda = 10.000$. La Figura 6 y 6a presenta los resultados de estos pronósticos para un horizonte de 12 meses fuera de muestra; esto básicamente porque la variabilidad del pronóstico aumentó considerablemente para un periodo más largo. Los intervalos se presentan alrededor de la media del pronóstico con un 95% de confianza estadística.

CONCLUSIONES

Entre marzo de 2003 y enero de 2008, la revaluación del peso colombiano frente al dólar llegó a 33%, la tercera más alta de América Latina y una de las primeras veinte del mundo. Son muchos los factores que exacerbaban la revaluación de las monedas locales, desatancándose en el campo

Figura 6. Pronósticos de la tasa de cambio (+/- 2 Se)

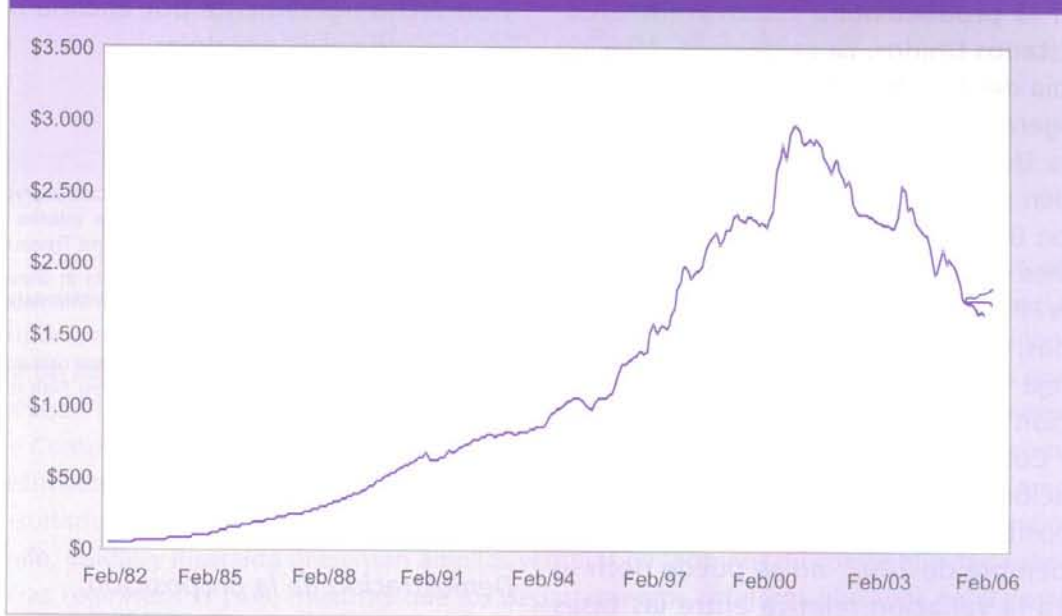
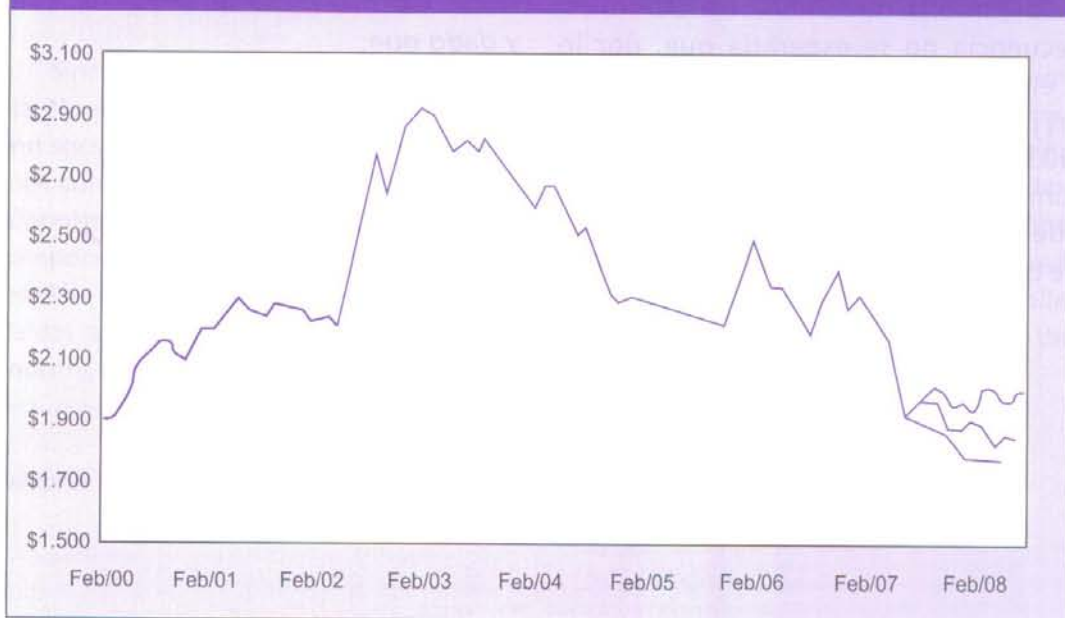


Figura 6a. Pronósticos de la tasa de cambio (+/- 2 Se)



macroeconómico, todas las políticas de estabilización que recientemente ha tomado la Reserva Federal de los Estados Unidos; pero también, el auge en el precio de los *commodities* y de las economías emergentes.

En lo que respecta a la revaluación del peso, se pudieron identificar factores adicionales que

también han contribuido. Por un lado, la tasa de cambio de equilibrio siguió la misma senda de la tasa de cambio *spot*, lo que estaría indicando que este fenómeno, por lo menos en Colombia, no es coyuntural, ya que parece haber una fuerte influencia del diferencial entre los precios de ambas economías.

La revaluación del peso colombiano frente al dólar parece tener un mayor vínculo con un cambio en la productividad relativa entre Colombia y Estados Unidos. La caída de la inflación en Colombia desde 1991 contrasta fuertemente con una ligera tendencia al alza de la inflación en Estados Unidos desde comienzos de 2002. Esto también se pudo ver con los resultados del modelo tipo BEER, pues los signos esperados en las relaciones de cointegración respaldaron más la hipótesis PPP que la de UIP en las dos muestras consideradas. Un análisis simple de correlaciones también deja ver estos resultados; por ejemplo, la correlación entre la variación relativa de los precios de Colombia y Estados Unidos y la tasa de devaluación del tipo de cambio fue estadísticamente positiva y significativa entre marzo de 2003 y diciembre de 2007; no se puede decir lo mismo para la variación relativa entre las tasas de interés de ambos países, ya que fue estadísticamente igual a cero.

Resultados en la línea de cambios en productividad hablan también de cambios estructurales, y en consecuencia no se esperaría que, por lo menos en el corto plazo, se vuelvan a dar las condiciones para tener tasas de cambio parecidas a las de 2003.

Por último, de acuerdo con las estimaciones de la tasa de cambio nominal de equilibrio, y en ausencia de choques estructurales, es posible que

durante 2008 la tasa de cambio spot oscile en una senda con un piso alrededor de 1.657(COP/USD) y un techo ligeramente por encima del nivel de los dos mil pesos por dólar.

Referencias bibliográficas

- Choy W. (2000). "Were the East Asian currencies overvalued according to purchasing power parity and uncovered interest rate parity?: A cointegration approach", mimeo, New Zealand Treasury.
- Sjoo, B (1995). "Foreign transmission effects in Sweden: Do PPP and UIP hold in the long run?", *Advances in International Banking & Finance*, Vol 1, 129-149.
- Stephens D. (2004). "The equilibrium exchange rate according to PPP and UIP", *Discussion Paper Series, Reserve Bank of New Zealand DP2004/03*.

ANEXO 1

Demostración de la proposición

Puesto que

$$s(t) = s^e(t) + q(t)$$

$$-s^e(t) = q(t) - s(t)$$

y dado que:

$$z^e(t) = 1/\exp(s^e(t))$$

$$\log_e(z^e(t+h)) = -s^e(t+h)$$

entonces:

$$\log_e(z^e(t+h)) = q(t+h) - s(t+h)$$

$$s(t+h) = \log_e(z^e(t+h)) - q(t+h)$$