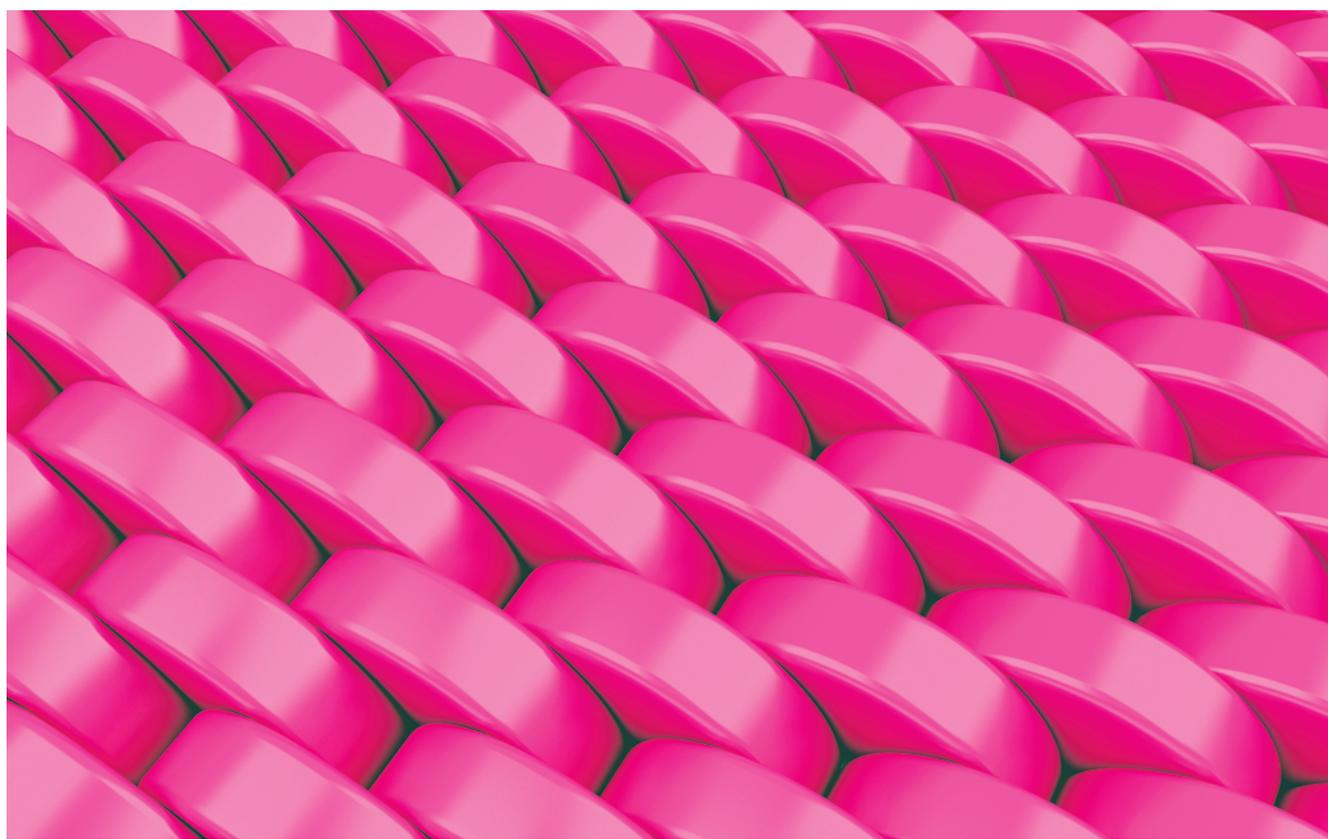


# 7.



*La Calidad Académica,  
un Compromiso Institucional*



## *Análisis de los diferenciales de tasas de interés y de cambio entre Colombia y Estados Unidos 2000-2013*

*José Gabriel Astaiza Gómez  
Andrés Mauricio Gómez Sánchez*

Astaiza G., José Gabriel  
y Gómez S., Andrés M.  
(2014). Análisis de los  
diferenciales de tasas de  
interés y de cambio entre  
Colombia y Estados  
Unidos 2000-2013.  
Criterio Libre, 12 (21),  
157-182  
ISSN 1900-0642

# ANÁLISIS DE LOS DIFERENCIALES DE TASAS DE INTERÉS Y DE CAMBIO ENTRE COLOMBIA Y ESTADOS UNIDOS 2000-2013<sup>1</sup>

ANALYSIS OF INTEREST RATE DIFFERENTIALS AND EXCHANGE  
RATE BETWEEN COLOMBIA AND THE UNITED STATES 2000-2013

ANÁLISE DOS DIFERENCIAIS DE TAXA DE JUROS E TAXA DE  
CÂMBIO ENTRE COLÔMBIA E ESTADOS UNIDOS 2000-2013

ANALYSE DES DIFFÉRENTIELS DE TAUX D'INTÉRÊT  
ET DE CHANGEMENT ENTRE LA COLOMBIE ET LES ÉTATS-UNIS  
2000-2013

*JOSÉ GABRIEL ASTAIZA GÓMEZ<sup>2</sup>*  
*ANDRÉS MAURICIO GÓMEZ SÁNCHEZ<sup>3</sup>*

Fecha de Recepción: 11 de Junio de 2014  
Fecha de Aceptación: 1º de Diciembre de 2014

## RESUMEN

El presente documento tiene por objetivo analizar la influencia del diferencial de tasas de interés del mercado monetario sobre la tasa de cambio peso/dólar entre Colombia y Estados Unidos a la luz del modelo de Frankel (1979). Para tal efecto, se recurre en primera instancia a implementar un modelo de cointegración que captura la paridad de poder adquisitivo asumida en dicho modelo, y posteriormente se prueban las hipótesis de los diferenciales de tasas sobre el tipo de cambio. Los resultados muestran que hay evidencia de que la paridad de poder adquisitivo se cumple a largo plazo pero no a corto plazo, y que la diferencia entre las tasas de interés nominal entre ambos países, así como de la inflación esperada a largo plazo, explican notoriamente los movimientos de la tasa de cambio nominal.

<sup>1</sup> Este artículo es un documento de investigación por parte de los autores.

<sup>2</sup> Economista, Universidad del Cauca, Popayán, Colombia. Especialista en Finanzas, Universidad EAFIT, Medellín, Colombia; magíster en Administración Financiera, Universidad EAFIT, Medellín. Estudiante de primer semestre de Doctorado en Economía, Universidad del Rosario, Bogotá, Colombia. Dirección postal: Casa Pedro Fermín Calle 12C No.4-59, of. 222, Bogotá - Colombia, Tel. 2970200 ext. 4170. Docente, Universidad del Cauca, Popayán. [astaiza.jose@uniroario.edu.co](mailto:astaiza.jose@uniroario.edu.co)

<sup>3</sup> Economista, Universidad del Valle, Cali, Colombia. Especialista en Gerencia de Proyectos, Universidad del Cauca, Popayán, Colombia; magíster en Economía Aplicada, Universidad del Valle. Docente titular, Universidad del Cauca. Investigador grupos GICEA y ENTROPIA, Universidad del Cauca. [amgomez@unicauca.edu.co](mailto:amgomez@unicauca.edu.co)

**PALABRAS CLAVE:**

Cointegración, inflación, oferta monetaria, tasa de cambio, tasa de interés.

**CLASIFICACIÓN JEL:**

C13, E2, F4.

**ABSTRACT**

This paper aims to analyze the influence of the money market interest rates differential on the peso-dollar exchange rate between Colombia and the United States in light of the model of Frankel (1979). For this purpose, in the first instance it is implemented a cointegration model that captures the purchasing power parity assumed in the abovementioned model. Then, the hypotheses of the interest rate differentials on the exchange rate are tested. The results show that there is evidence that purchasing power parity holds in the long run but not in the short term, and that the difference between the nominal interest rates between two countries, as well as the expected long-term inflation, well explain the movements of the nominal exchange rate.

**Keywords:** cointegration, exchange rate, inflation, interest rate, money supply.

**JEL Classification:** C13, E2, F41.

**RESUMO**

Este artigo visa analisar a influência da diferença das taxas de juro no mercado monetário sobre a taxa de câmbio peso / dólar entre Colômbia e Estados Unidos, tendo em conta o modelo de Frankel (1979). Para este fim, em primeira instância implementa-se um modelo de co-integração que captura a paridade do poder de compra assumida neste modelo, e então é testada a hipótese dos diferenciais de taxa sobre o tipo de câmbio. Os resultados mostram que a paridade de poder de compra é cumprida a longo prazo, mas não é cumprida a curto prazo, e que a diferença entre as taxas de juros nominais entre os dois países, bem como da inflação esperada a longo prazo, notoriamente explicam os movimentos na taxa de câmbio nominal.

**Palavras-chave:** co-integração, inflação, oferta de moeda, taxa de câmbio, taxa de juros.

**Classificação JEL:** C13, E2, F41.

**RÉSUMÉ**

Le document présent comme objet d'analyser l'influence du différentiel de taux d'intérêt du marché monétaire sur le taux de change peso / dollar entre la Colombie et les États-Unis à la lumière du modèle de Frankel (1979). Pour cet effet, dans une première instance un modèle a mis en application de co.integration, qui capture la parité de pouvoir d'achat assumée dans le dit modèle, et après essaient les hypothèses des différentiels de taxes sur le taux de change. Les résultats montrent que la parité de pouvoir d'achat

s'accomplit à long terme mais elle ne s'accomplit pas à court terme, et que la différence entre les taux d'intérêt nominal entre les deux pays, ainsi que de l'inflation attendue à long terme, ils expliquent notoirement les mouvements du taux de change nominal.

**Mots clés:** co-integration, inflation, offre monétaire, taux de change, taux d'intérêt.

**Classification JEL:** C13, E2, F41.

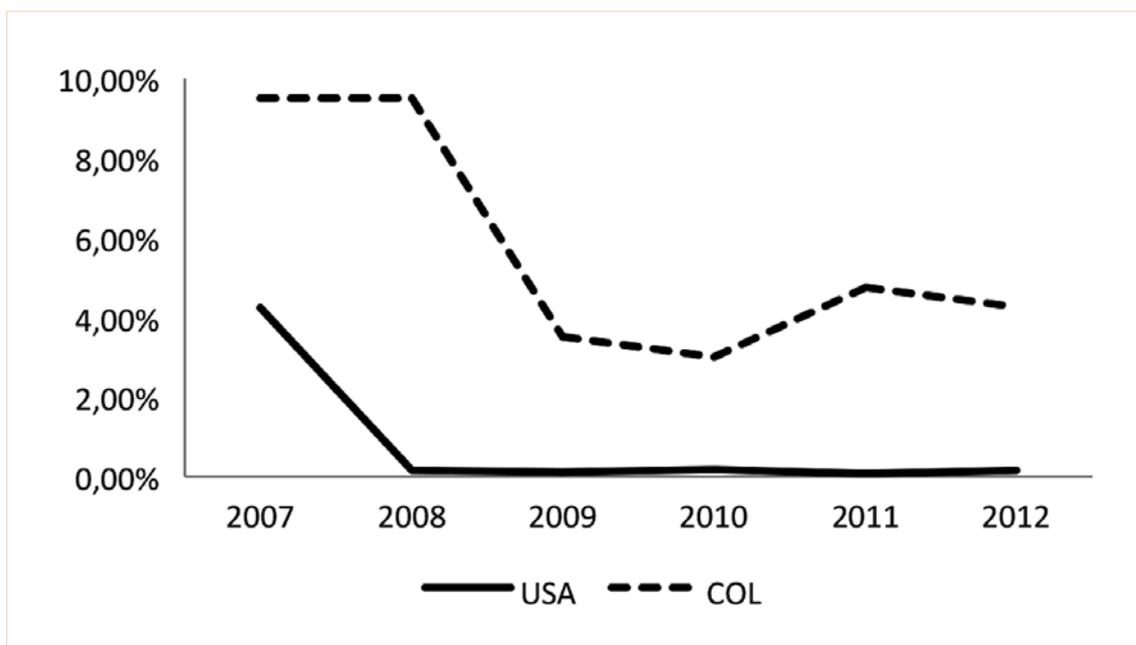
## 1. INTRODUCCIÓN

La recesión económica de Estados Unidos manifestada inicialmente con la crisis hipotecaria que con el tiempo afectó otras economías del mundo, trajo consigo cambios importantes en materia económica como la caída del precio del petróleo y de los índices bursátiles, incrementos en las tasas de desempleo y disminuciones del producto interno bruto de diferentes países, entre otros.

Oficialmente Estados Unidos entró en recesión en diciembre de 2007 (National Bureau of Economic Research) y aunque ya para el 14 de octubre de 2008 comenzaba a ser efectivo el *paquete de rescate* en su primera etapa del gobierno Bush, el mismo originó impactos inmediatos pero pasajeros, lo que se vio manifestado en una tasa de crecimiento económico anual promedio de 0,6% hasta 2012. Ante dicha situación, la Reserva Federal ha respondido con una expansión monetaria y disminución de la tasa de los fondos federales hasta llegar y mantenerse cerca de cero por ciento, como se muestra en la figura 1, con sus correspondientes efectos sobre las tasas de interés o rendimientos del mercado financiero general de Estados Unidos.

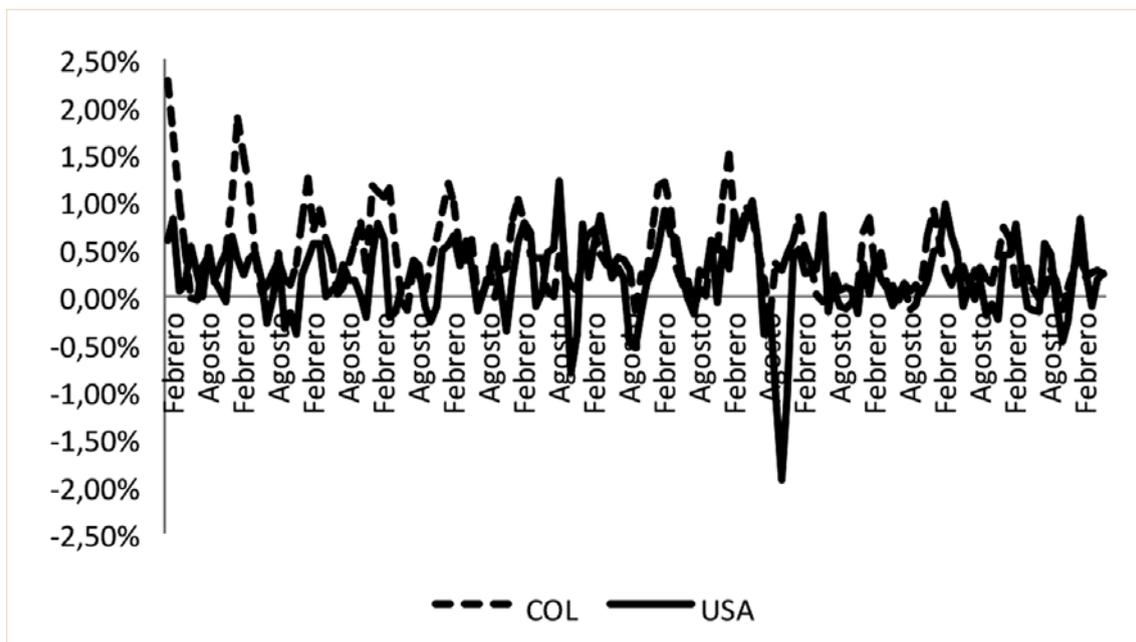
Al mismo tiempo, Colombia ha contado con altas tasas de crecimiento para sus estándares, registrando un promedio anual de 4,7% desde 2007 hasta 2012 con sus consecuentes presiones inflacionarias en los períodos de mayor expansión, situación que el Banco de la República ha enfrentado incrementando la tasa de intervención cuando ha sido necesario, que en todo caso ha tenido valores superiores a la de Estados Unidos: desde el inicio de 2008 a marzo de 2013 ha tenido un valor promedio de 5,25% efectivo anual.

**Figura 1.** Tasa de los fondos federales de Estados Unidos y tasa de intervención del Banco de la República (Colombia) vigentes al final de año. Efectivas anuales 2007-2012.



Fuente: Elaboración propia con información del Banco de la República y la Board of Governors of the Federal Reserve System.

**Figura 2.** Inflación logarítmica de Colombia y EE.UU. Febrero de 2000 - junio de 2013.



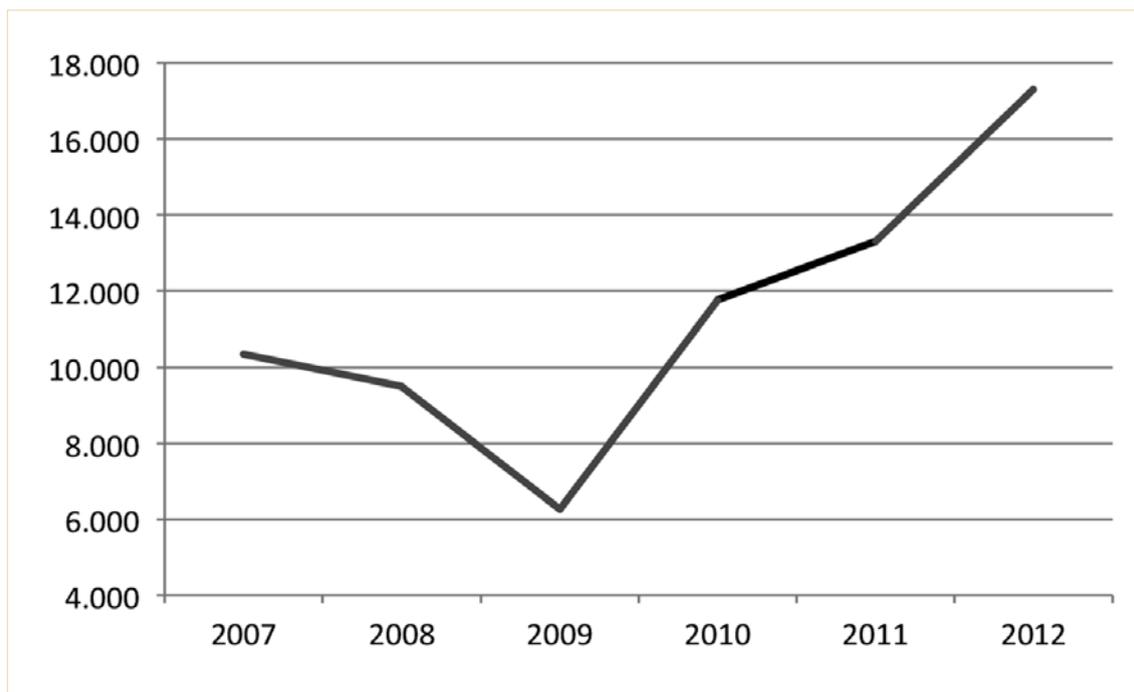
Fuente: Elaboración propia con información del DANE y la Federal Reserve Economic Database.

Como se observa en la figura 2, mientras en ambos países se presentaron tasas de inflación reducidas y estables entre febrero de 2000 y junio de 2013, las tasas de interés del mercado monetario fueron superiores en Colombia.

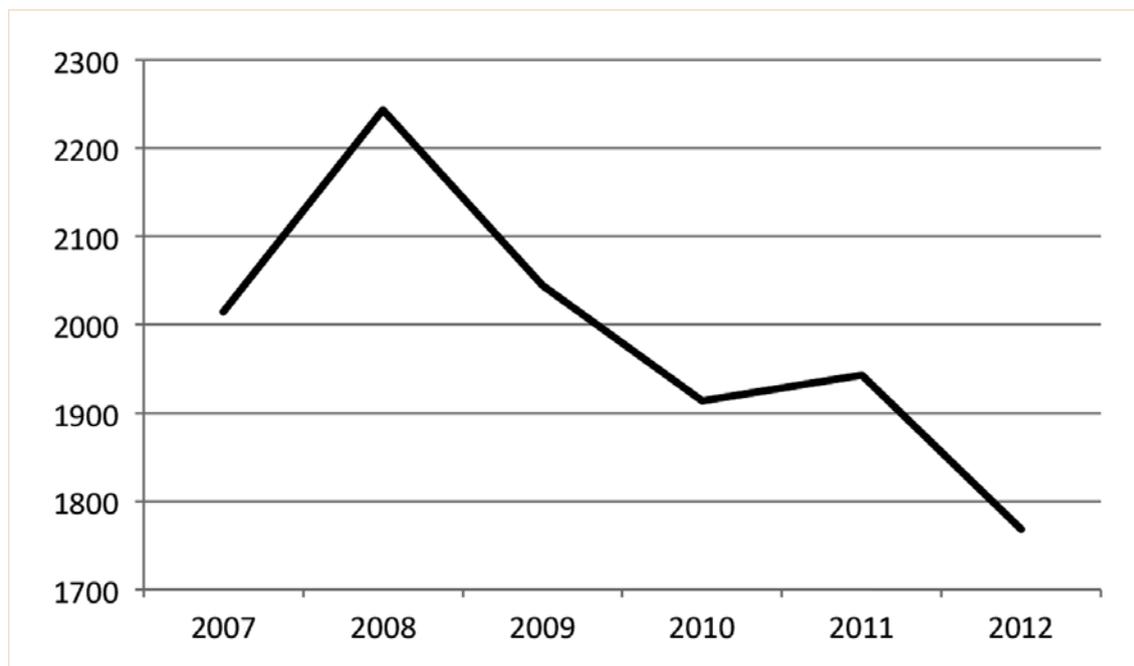
Así, con altas tasas de interés y de rendimiento locales que coinciden con una mejora en la calificación de los títulos de deuda del gobierno nacional comparadas con las mundiales y una

expansión del sector minero - energético en Colombia, era de esperarse que el país registrara entradas de capital por la compra de activos locales en los mercados internacionales por concepto de inversión extranjera directa e inversión en portafolio. De hecho, como lo muestra la figura 3 la cuenta de capitales ha registrado superávit desde 2007, y de 2010 a 2012 dicho superávit ha crecido a una tasa promedio de 21,5% anual.

**Figura 3.** Balanza de pagos de Colombia. Cuenta de capital y financiera 2007-2012. Millones de dólares.



Fuente: Elaboración propia con información del Banco de la República.

**Figura 4.** Tasa representativa del mercado de diciembre. 2007-2012.

Fuente: Elaboración propia con información de la Superfinanciera.

Dichas compras de activos nacionales que conviven con la expansión monetaria en Estados Unidos junto con el comportamiento de la producción nacional implicarían un aumento de la demanda de la moneda local y consecuentemente su apreciación, como se puede observar en la figura 4.

En este orden de ideas, el documento intenta analizar la influencia del diferencial de tasas de interés del mercado monetario sobre la tasa de cambio peso / dólar entre Colombia y Estados Unidos a la luz del modelo de Frankel (1979), el cual asume que la tasa esperada de depreciación depende del diferencial de tasas de inflación a largo plazo entre los países y de la brecha entre la tasa de cambio *spot* y la de largo plazo; al igual que asume la existencia de paridad descubierta del tipo de interés, precios rígidos a corto plazo y flexibles a largo plazo para el mercado de bienes y paridad de poder adquisitivo solo a largo plazo.

El presente artículo se divide en seis secciones incluyendo la introducción. En la sección 2 se exponen los antecedentes teóricos de

la determinación de la tasa de cambio con precios flexibles y existencia de paridad de poder adquisitivo. En la sección 3 se presenta el modelo de diferencial de tasas de interés real de Frankel (1979), que a su vez supone que la paridad de poder adquisitivo se mantiene solo a largo plazo. En las secciones 4 y 5 se muestran antecedentes empíricos sobre el comportamiento de la tasa de cambio, así como los resultados econométricos de los modelos utilizados en este documento. Finalmente, en la sección 6 se brindan las conclusiones.

## 2. ANTECEDENTES TEÓRICOS CON PRECIOS FLEXIBLES

### 2.1 EL MERCADO DE DINERO

La riqueza financiera de un país o región económica, por definición corresponde a la suma de los saldos de dinero más las posiciones

en otros títulos financieros, de tal forma que el equilibrio del mercado de dinero implica equilibrio en el mercado de otros activos financieros. Así, el mercado de activos puede describirse como:

$$\frac{M(t)}{P(t)} = kY(t) - hi(t)$$

$$\frac{M(t)^*}{P(t)^*} = kY^*(t) - hi^*(t)$$

Donde  $Y(t)$ ,  $i(t)$  y  $M(t)$  son los ingresos reales (o producción), la tasa de interés nominal en su forma continua o logarítmica y la oferta monetaria nominal en el tiempo  $t$ , y  $(^*)$  denota las mismas variables para el extranjero. En esos términos, el aumento de la producción y los ingresos eleva la demanda de dinero para transacciones, mientras que incrementos en la tasa de interés reducen la demanda de dinero, dado que los mismos inducen a los agentes a comprar títulos.

Al tomar los logaritmos naturales de todas las variables, excepto las tasas de interés, las ecuaciones anteriores se pueden expresar como:

$$p(t) = m(t) - ky(t) + hi(t) \quad (1)$$

$$p(t)^* = m^*(t) - ky^*(t) + hi^*(t) \quad (2)$$

Donde las letras en minúscula, a excepción de la tasa de interés, denota el logaritmo natural de las correspondientes variables en mayúsculas.

## 2.2 PARIDAD DE PODER ADQUISITIVO

La capacidad de compra de una moneda en un contexto de comercio internacional, o la tasa de cambio real, se mide como:

$$TCR(t) = \frac{E(t)P^*(t)}{P(t)}$$

Donde  $TCR(t)$ ,  $E(t)$ ,  $P(t)^*$  y  $P(t)$  son la tasa de cambio real, la tasa de cambio nominal, el nivel de precios del extranjero y nivel de precios del interior, todos en el período  $t$ . Siguiendo a Smithin (2002, p. 223), debido al arbitraje el valor de

la TCR debería ser una constante según la versión relativa de la paridad de poder adquisitivo (PPP), siendo esa constante igual a 1 de acuerdo con la versión absoluta de la PPP. Tomando los logaritmos naturales de la TCR se tiene que:

$$tcr(t) = e(t) + p^*(t) - p(t) \quad (3)$$

Suponiendo que TCR es igual a 1 y consecuentemente que  $tcr$  es igual a cero, y combinando las ecuaciones (1) y (2) del mercado de dinero con (3) se tiene que:

$$e(t) = m(t) - m^*(t) - k[y(t) - y^*(t)] + h[i(t) - i^*(t)] \quad (4)$$

Así, de acuerdo con Dornbusch (1980, p. 146), cambios en el diferencial de tasas de interés entre "el mundo" y un país, variaciones relativas en el ingreso real y en la oferta monetaria nominal, deberían tener efectos visibles sobre la tasa de cambio de dicho país.

## 2.3 PARIDAD DESCUBIERTA DEL TIPO DE INTERÉS

El modelo de Frankel (1979) se construye a través de la ecuación de paridad descubierta del tipo de interés. Es decir, con una tasa de cambio flotante, movilidad perfecta de capitales y expectativas racionales, las diferencias entre las tasas de retorno se deberían compensar a través de diferencias en la tasa de apreciación, lo cual se puede formular como:

$$i(t) - i^*(t) = e'(t+1) - e(t) \quad (5)$$

Donde corresponde, de acuerdo con Dornbusch (1976, p. 1163) al valor que los agentes esperan sobre la tasa de cambio en el período  $t+1$ . La ecuación anterior se utiliza para determinar la paridad de la tasa de interés real.

## 2.4 PARIDAD DE TASA DE INTERÉS REAL

Finalmente, la formulación común de la tasa de interés nominal en su versión logarítmica o continua es:

$$i(t) = r(t) + [p'(t+1) - p(t)] \quad (6)$$

$$i^*(t) = r^*(t) + [p^{*'}(t+1) - p^*(t)] \quad (7)$$

Donde  $r(t)$  es la tasa de interés real, corresponde a la inflación esperada y como siempre,  $(^*)$  denota las mismas variables para el exterior. De ahí que, utilizando la formulación de la Paridad Descubierta del Tipo de Interés (PDI) expresada en (5) y la definición de la tasa de interés nominal se tiene:

$$\begin{aligned} r(t) + [p'(t+1) - p(t)] - r^*(t) - [p^{*'}(t+1) - p^*(t)] \\ = e'(t+1) - e(t) \end{aligned}$$

Suponiendo que  $tcr = 0$  y reemplazando (1) en la anterior ecuación se obtiene:

$$r(t) = r^*(t) \quad (8)$$

De donde se observa que para una economía pequeña y abierta, la tasa de interés real local se forma en los mercados internacionales, condición denominada por Smithin (2002, p. 224) Paridad de Tasa de Interés Real (PIR).

De acuerdo con Frankel (1979, p. 610), en condiciones de precios perfectamente flexibles, perfecta movilidad de capitales y expectativas racionales, los cambios en la tasa de interés nominal son un reflejo del cambio en las expectativas de inflación, por lo que un aumento en las tasas de interés domésticas disminuye la demanda de la moneda local en comparación con la extranjera generando una depreciación inmediata. Esa relación positiva entre la tasa de cambio y el diferencial de tasas se ve expresada en la ecuación (4).

Adicionalmente, con paridad descubierta de tasa de interés y paridad de poder adquisitivo, las tasas de interés reales locales y extranjeras deben ser iguales.

*El modelo de Frankel (1979) se construye a través de la ecuación de paridad descubierta del tipo de interés. Es decir, con una tasa de cambio flotante, movilidad perfecta de capitales y expectativas racionales, las diferencias entre las tasas de retorno se deberían compensar a través de diferencias en la tasa de apreciación*

### 3. ANTECEDENTES TEÓRICOS DEL MODELO DIFERENCIAL DE TASAS REALES DE INTERÉS

Con expectativas racionales y libre movilidad de capitales se puede mantener el supuesto de paridad descubierta de tasa de interés. Sin embargo, con precios que no son perfectamente flexibles, la determinación de la tasa de cambio con precios rígidos a corto plazo se puede modelar con el supuesto de que la paridad de poder adquisitivo se cumple, no a corto plazo sino a largo plazo, y además que la tasa esperada de depreciación depende del diferencial de tasas de inflación de largo plazo entre los países y de la brecha entre la tasa de cambio *spot* y la de largo plazo, supuestos que mantienen las expectativas racionales en condiciones de incertidumbre como en el trabajo realizado por Frankel (1979).

#### 3.1 PPP A LARGO PLAZO

La existencia de paridad de poder adquisitivo a largo plazo se puede escribir como:

$$\bar{e}(t) = \bar{p}(t) - \bar{p}^*(t) \quad (9)$$

Donde  $\bar{p}$  y  $\bar{p}^*$  son los logaritmos de los precios locales y del extranjero en su nivel de largo plazo. Siguiendo a Frankel (1979, p. 612), se resta la ecuación (1) de la (2), utilizando barras sobre las variables para denotar valores de largo plazo, y recurriendo a la ecuación (9) se tiene:

$$\bar{e}(t) = \bar{m}(t) - \bar{m}^*(t) - k[\bar{y}(t) - \bar{y}^*(t)] + h[\bar{i}(t) - \bar{i}^*(t)] \quad (10)$$

Que corresponde a la ecuación (4) para escenarios de equilibrio o de largo plazo.

#### 3.2 DEPRECIACIÓN A CORTO PLAZO

Si se denota  $\bar{e}(t)$  como el logaritmo de la tasa de cambio de largo plazo,  $\bar{\pi}(t)$  como la inflación esperada de largo plazo local en el período  $t$ ,

$\bar{\pi}^*(t)$  como la inflación esperada de largo plazo del extranjero en el período  $t$ , de acuerdo con Frankel (1979, p. 612) el supuesto sobre la tasa esperada de depreciación se puede expresar como:

$$e'(t+1) - e(t) = -\theta[e(t) - \bar{e}(t)] + \pi(t) - \bar{\pi}^*(t) \quad (11)$$

De donde se ve que cuando la tasa de cambio está en su nivel de largo plazo, su cambio esperado es igual al diferencial de tasas de inflación, mientras que a corto plazo la tasa de cambio avanzará a su nivel de equilibrio a una tasa proporcional a la brecha entre el corto y el largo plazo. Combinando la ecuación (5) de paridad de interés al descubierto con la ecuación (11) se tiene:

$$e(t) - \bar{e}(t) = \frac{1}{\theta} \{ [i(t) - \pi(t)] - [i^*(t) - \bar{\pi}^*(t)] \} \quad (12)$$

En la ecuación (12) es claro que en el escenario de largo plazo, cuando  $e(t) = \bar{e}(t)$ , también se cumple que el diferencial de tasas de interés nominales en su nivel de equilibrio es igual al diferencial de inflación esperada de equilibrio, es decir:

$$\bar{i}(t) - \bar{i}^*(t) = \pi(t) - \bar{\pi}^*(t) \quad (13)$$

Así, reemplazando (13) en (10) se tiene que:

$$\bar{e}(t) = \bar{m}(t) - \bar{m}^*(t) - k[\bar{y}(t) - \bar{y}^*(t)] + h[\pi(t) - \bar{\pi}^*(t)] \quad (14)$$

Luego reemplazando (14) en (12):

$$\bar{e}(t) = \bar{m}(t) - \bar{m}^*(t) - k[\bar{y}(t) - \bar{y}^*(t)] - \frac{1}{\theta} [i(t) - i^*(t)] + \left(\frac{1}{\theta} + h\right) [\pi(t) - \bar{\pi}^*(t)]$$

Finalmente y por simplicidad, asumiendo que los valores actuales de equilibrio de oferta monetaria e ingresos vienen dados por sus valores actuales realizados se tiene la ecuación propuesta por Frankel (1979, p. 613) que describe la formación de la tasa de cambio *spot*:

$$e(t) = m(t) - m^*(t) - k[y(t) - y^*(t)] - \frac{1}{\theta} [i(t) - i^*(t)] + \left(\frac{1}{\theta} + h\right) [p(t) - p^*(t)] \quad (15)$$

La cual se conoce como el modelo de diferencial de tasas de interés real, por lo visto en la ecuación (12).

## 4. ANTECEDENTES EMPÍRICOS

Entre los referentes internacionales, Dornbusch (1980) trató de verificar el poder explicativo de la ecuación (4) a través de regresiones lineales, con información trimestral de Estados Unidos y Alemania de diferentes períodos muestrales, encontrando poca evidencia que apoye la teoría de precios flexibles. Lo anterior utilizando la tasa de cambio dólar - marco alemán, el agregado monetario  $M_1$  desestacionalizado, el producto nacional bruto a precios constantes desestacionalizado, el rendimiento a vencimiento de títulos del mercado monetario y el rendimiento a vencimiento de bonos del gobierno de ambos países. Adicionalmente, revisando el comportamiento de la inflación anual de Estados Unidos y de otros países, junto con la tasa de depreciación del dólar, Dornbusch (1980) concluyó que la tasa de cambio se desvía de la PPP a corto plazo.

Paul y Motlaleng (2008) utilizando información trimestral de Botswana y Estados Unidos, examinaron la hipótesis de la PPP mediante pruebas de cointegración entre la tasa de cambio Pula - Dólar e índices de precios para los dos países. Sus hallazgos apoyan la validez de la PPP para la tasa Pula - Dólar en el período 1992 - 2000. De manera similar, Simmons y Aggarwal (2005) efectuaron pruebas de cointegración sobre las tasas de cambio reales de Dominica, Grenada, St. Kitts y Nevis, St. Lucía y St. Vincent para verificar la existencia de la PPP, encontrando suficiente evidencia sobre su validez en la región entre 1980 y 2000. Cheung y Lai (1993) encontraron evidencia de la existencia de la PPP como un fenómeno de largo plazo, con grandes desviaciones a corto plazo con respecto al nivel de PPP. Lo anterior se hizo con la noción de cointegración fraccional, aplicada a información de cinco países entre 1914 y 1989. Sobre las pruebas de raíz unitaria, López, Murray

y Papell (2005) advirtieron sobre la importancia de seleccionar adecuadamente los rezagos, dado que, como lo exponen utilizando series de tasa de cambio real de 17 países, mediante diferentes métodos de selección de rezagos se pueden encontrar diferentes resultados, de tal manera que manipulando los mismos se puede llegar al resultado deseado sobre la PPP.

Dowd y Enríquez (2008), utilizando información de Estados Unidos, México, Brasil y Chile entre 2003 y 2006 encontraron evidencia sobre la existencia de PDI en dichos países.

Frankel (1979) realizó regresiones sobre la base de la ecuación (16) con información mensual de Alemania y Estados Unidos entre julio de 1974 y febrero de 1978, utilizando entre otras variables, tasas de interés nominales de títulos del mercado monetario a tres meses como proxy para el diferencial de tasas, el  $M_1$  como proxy para la oferta monetaria, índices de producción industrial como proxy de la producción<sup>4</sup> y el promedio de la inflación en el año anterior como proxy de la inflación esperada de largo plazo. Las estimaciones sobre los coeficientes de regresión muestran que el modelo de diferencial de tasas explica el comportamiento de la tasa de cambio, rechazando al mismo tiempo las hipótesis sobre los precios totalmente flexibles y totalmente fijos.

Hooper y Morton (1982), utilizando una extensión del modelo Dornbusch-Frankel, encontraron que las innovaciones en la cuenta corriente han sido un determinante significativo de la tasa de cambio. Sobre los efectos de la tasa de interés real sobre el tipo de cambio real, Messe y Rogoff (1988), encontraron poca evidencia de una relación estable entre ambas variables.

En lo que respecta a Colombia, Oliveros y Huertas (2003) no encontraron suficiente evidencia para soportar la PPP entre 1980 y 2002, con las series del índice de tipo de cambio real (ITCR) colombiana que incluye 20 países y la tasa real de los CDT-90 días de Estados Unidos, entre otras

<sup>4</sup> Utiliza dichos índices debido a que los agregados sobre la producción nacionales cuentan con una periodicidad trimestral y no mensual.

*En lo que respecta a Colombia, Oliveros y Huertas (2003) no encontraron suficiente evidencia para soportar la PPP entre 1980 y 2002, con las series del índice de tipo de cambio real (ITCR) colombiana que incluye 20 países y la tasa real de los CDT-90 días de Estados Unidos, entre otras variables. Toro y Julio (2005) utilizando variaciones de la tasa de cambio con una periodicidad de 10 minutos, concluyeron que el diferencial de tasas de interés overnight entre Colombia y Estados Unidos tiene una capacidad explicativa muy importante sobre el retorno promedio de la tasa de cambio, contando con una relación negativa.*

variables. Toro y Julio (2005) utilizando variaciones de la tasa de cambio con una periodicidad de 10 minutos, concluyeron que el diferencial de tasas de interés *overnight* entre Colombia y Estados Unidos tiene una capacidad explicativa muy importante sobre el retorno promedio de la tasa de cambio, contando con una relación negativa.

## 5. MODELOS Y ESTIMACIONES ECONOMETRÍCOS

### 5.1 PARIDAD DE PODER ADQUISITIVO

Partiendo de la ecuación del tipo de cambio real, si se cumple la paridad del poder adquisitivo, el tipo de cambio será igual a 1; por tanto:

$$(E_t P_t^*) / P_t = 1$$

Donde  $E_t$  es la tasa de cambio nominal,  $P_t^*$  son los niveles de precios externos y  $P_t$  son los niveles de precios internos. Aplicando logaritmos naturales, se obtiene:

$$e_t + p_t^* - p_t = 0$$

Donde las letras minúsculas indican que la variable está en logaritmos naturales. Despejando el logaritmo del tipo de cambio nominal:

$$e_t = p_t^* - p_t =$$

De esta manera el modelo econométrico es:

$$e_t = \beta_1 + \beta_2 p_t + \beta_3 p_t^* + U_t \quad (16)$$

Donde  $e_t$  es el logaritmo del tipo de cambio nominal,  $p_t$  es el logaritmo de los precios internos,  $p_t^*$  son los precios del exterior y  $U_t$  son errores aleatorios que se suponen ruido blanco. Al suponer

que la tasa de cambio real es igual a la unidad y que, por tanto, los precios en ambos países son iguales cuando se ajustan según el valor de la tasa de cambio, se asume también que los precios internos y el tipo de cambio nominal guardan una relación directa, debido a que un aumento en los precios del interior debe ir acompañada de una depreciación de la moneda local para mantener la paridad de poder adquisitivo.

De otro lado, se espera que los precios externos guarden una relación inversa con el tipo de cambio nominal colombiano, ya que la inflación externa, *ceteris paribus*, abarataría los productos del interior generando un aumento tanto en su demanda como en la demanda de moneda local, lo cual a su vez causaría una disminución en la tasa de cambio nominal, hasta que la tasa de cambio real retorne a la unidad.

### 5.1.1 Estimaciones econométricas sobre la paridad de poder adquisitivo

La estimación del modelo econométrico de la ecuación (16) se realizó con las series desestacionalizadas tanto del tipo de cambio nominal como de los niveles de precios de Estados Unidos y Colombia, suministradas por el DANE,

el Banco de la República y la Reserva Federal. La periodicidad es mensual y la muestra inicia desde enero de 2000 hasta agosto de 2013, para un total de 164 observaciones. La razón de ello estriba en tener el mayor número de datos disponible y capturar una mayor variabilidad en las series.

Para indagar por la posible existencia de cointegración, en primer lugar se encontró a través del test de Dickey-Fuller, que las series en logaritmos del tipo de cambio nominal del peso por dólar (LTCN), el nivel de precios del extranjero (LPUSA) y el nivel de precios internos (LPC) son integradas de orden 1, es decir, ellas deben ser diferenciadas una sola vez para que sean estacionarias. El cuadro siguiente muestra los resultados de manera resumida.<sup>5</sup>

Debido a que las series son  $I(1)$ , se procedió a implementar el test de Johansen para determinar por las ecuaciones que están cointegradas. La prueba, como se observa en el cuadro 2, muestra que tanto el método de la traza como el de valores propios arrojan que existe al menos una ecuación cointegrada.<sup>6</sup>

**Cuadro 1. Test de Dickey-Fuller.**

	Niveles		Primera Diferencia	
	t estadístico	p-Valor	t estadístico	p-Valor
LTCN	-1,45347	0,55472	-11,47678	0,00000
LPC	-1,92325	0,32094	-11,85750	0,00000
LPUSA	-0,86978	0,79566	-9,00381	0,00000

Fuente: Cálculos propios.

<sup>5</sup> La salida completa del test Dickey-Fuller se muestra en el anexo 1.

<sup>6</sup> Los resultados completos del test de Johansen se evidencian en el anexo 2.

**Cuadro 2.** Prueba de cointegración. Test de Jhoansen. Método de la traza y valores propios.

Test de la Traza				
Ho		Estadístico de la Traza	Valor crítico 5%	
No. De EC	Valor Propio			P-valor
None *	0,175186177	45,14428648	29,79707334	0,000428044
At most 1	0,069794786	13,9434774	15,49471288	0,084506032
At most 2	0,01362709	2,22276813	3,841465501	0,135987559
Prueba de Valores Propios				
Ho		Estadístico Max Valor Propio	Valor crítico 5%	
No. De EC	Valor Propio			P-valor
None *	0,175186177	31,20080908	21,1316163	0,00138815
At most 1	0,069794786	11,72070927	14,26460015	0,121575391
At most 2	0,01362709	2,22276813	3,841465501	0,135987559

Fuente: Cálculos propios.

**Cuadro 3.** Estimación del modelo cointegrante.

Variable: LTCN	Coficiente	P-Valor
C	4,912656388	2,80E-32
LPC	0,345162376	2,98E-09
LPUSA	-0,832090583	9,05E-13
R2	0,702509	
DW	0,269325	
F	190,096599	4,12E-43

Fuente: Elaboración propia.

Lo anterior indica que existe una relación estable de largo plazo entre el tipo de cambio nominal interno, los niveles de precios del extranjero y los niveles de precios internos; por tanto, incluirlas en un modelo econométrico no genera una regresión espuria o falsa. Así, la estimación del modelo cointegrante es la siguiente:<sup>7</sup>

El modelo de largo plazo muestra un buen ajuste tanto individual como de manera conjunta y los signos esperados son los correctos. En efecto, los p-valor de los estadísticos de prueba t y F son cero, lo que traduce bajo condiciones *ceteris paribus* que si los precios del exterior (Estados Unidos) se elevan en 1%, el tipo de cambio nominal colombiano se reduce en 0.83%, mostrando una relación inelástica. De otro lado, si los precios internos se elevan en un punto porcentual, el tipo de cambio nominal aumenta en 0.34%, mostrando también poca sensibilidad o inelasticidad.

La medida de bondad de ajuste ( $R^2$ ) es alrededor de 70%, lo que muestra que las variables elegidas explican un poco más de 70% de la variación del tipo de cambio nominal colombiano en el período analizado. Resultado que está en consonancia con el p-valor de la prueba de asociación global del modelo (F), el cual también es igual a cero.

Analizando la distribución de los errores del modelo, existe evidencia que sigue una distribución normal de acuerdo con la prueba Jarque-Bera.<sup>8</sup> De igual manera, el test Dickey-Fuller muestra que los errores son integrados de orden cero,  $I(0)$ , es decir, son estacionarios.<sup>9</sup> Finalmente, vale la pena indicar que el modelo genera parámetros consistentes, debido a que se aplicó la corrección de consistencia en presencia de autocorrelación y heterocedasticidad bajo Newey-West (HAC).

En este orden de ideas, como se mostró que existe una relación estable de largo plazo entre las variables, es muy probable que a corto plazo puedan surgir desequilibrios entre ellas.

<sup>7</sup> Las estimaciones completas del modelo de regresión se relacionan en el anexo 3.

<sup>8</sup> La prueba se muestra en el anexo 4.

<sup>9</sup> La prueba DF para los errores se relaciona en el anexo 5.

*Como se mostró que existe una relación estable de largo plazo entre las variables, es muy probable que a corto plazo puedan surgir desequilibrios entre ellas. Por tal motivo se implementó un mecanismo de corrección de errores (MCE), apelando al teorema de representación de Granger, el cual dice que si dos o más variables están cointegradas entonces la relación se puede expresar como un MCE y a su vez un modelo de MCE implica cointegración. El modelo MCE vincula el análisis de equilibrio de largo plazo con la dinámica de ajuste de corto plazo, como una medida de desviación del equilibrio; en otras palabras, indica qué tan rápido o qué tan lento es el ajuste a corto plazo del modelo cointegrado de largo plazo.*

Por tal motivo se implementó un mecanismo de corrección de errores (MCE), apelando al teorema de representación de Granger, el cual dice que si dos o más variables están cointegradas entonces la relación se puede expresar como un MCE y a su vez un modelo de MCE implica cointegración. El modelo MCE vincula el análisis de equilibrio de largo plazo con la dinámica de ajuste de corto plazo, como una medida de desviación del equilibrio; en otras palabras, indica qué tan rápido o qué tan lento es el ajuste a corto plazo del modelo cointegrado de largo plazo.

En este caso el modelo y su estimación es la siguiente:

$$\Delta LTCN_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta LPUSA_t + \alpha_3 \Delta LPCT + \alpha_4 \hat{U}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Donde  $\Delta$  es la primera diferencia de la variable,  $\hat{U}_{t-1}$  son los residuales del modelo cointegrante rezagados en un período y  $\alpha_t$  denota errores estocásticos ruido blanco. El parámetro  $\alpha_4$  se conoce como el coeficiente de error de equilibrio, el cual muestra la discrepancia del ajuste ente el corto y el largo plazo, en este caso, del tipo de cambio nominal colombiano.

La estimación revela que el coeficiente de error de equilibrio es diferente de cero, por tanto el modelo no está en equilibrio a corto plazo. Así, este parámetro muestra que 5.8% de la discrepancia entre el tipo de cambio nominal y los precios tanto internos como externos a corto plazo se elimina al siguiente mes. Esto es, si la variación del tipo de cambio nominal está por arriba (debajo) de su valor de equilibrio comenzará a disminuir (aumentar) lentamente en el siguiente mes a fin de corregir la brecha.

**Cuadro 4. Mecanismo de corrección del error.**

Variable: LCN	Coficiente	P-Valor
C	0,000250904	7,07E-01
D(LPC)	-0,056739273	4,82E-01
D(LPUSA)	-0,018588722	8,38E-01
RES(-1)	-0,058085877	9,11E-02
R2	0,021118755	
DW	1,739697978	
F	1,14344208	0,333364753

Fuente: Elaboración propia.

## 5.2 DIFERENCIAL DE TASAS DE INTERÉS REAL

De acuerdo con la formación del tipo de cambio spot (ecuación 15), el modelo econométrico es el siguiente:

$$e_t = \beta_1 + \beta_2[m_t - m^*_t] + \beta_3[y_t - y^*_t] + \beta_4[l_t - i^*_t] + \beta_5[\pi_t - \pi^*_t] + u_t \quad (18)$$

Donde  $e_t$  es el logaritmo del tipo de cambio nominal peso - dólar. Las variables explicativas en el orden correspondiente son los diferenciales internos y externos de la oferta monetaria e ingresos, expresadas en logaritmos naturales, y las tasas de interés e inflaciones esperadas expresadas como tasas logarítmicas trimestrales. Finalmente,  $U_t$  recoge los errores aleatorios que se suponen bien comportados.

Para los escenarios de precios perfectamente flexibles, totalmente rígidos y flexibles a largo plazo pero fijos a corto plazo, se pueden plantear de acuerdo con Frankel (1979, p. 614), las siguientes hipótesis sobre los coeficientes de regresión.

Es importante notar que para que se cumpla la hipótesis de precios flexibles, si  $\beta_4$  resulta positivo,  $\beta_5$  debe ser igual a cero, mientras que si  $\beta_4$  es igual a cero,  $\beta_5$  debe resultar positivo. Además de las pruebas de cointegración y la aplicación del mecanismo de corrección de errores, es posible partir de que la PPP se cumple a largo plazo, mientras que no sucede así a corto plazo, de tal forma que se puede esperar que las estimaciones de los coeficientes de regresión sean consistentes con el modelo de diferencial de tasas de interés real.

### 5.2.1 Estimaciones econométricas sobre el diferencial de tasas de interés real

La ecuación (18) se estimó utilizando la serie trimestral de la tasa representativa del mercado vigente en el último día del período suministrada por la Superfinanciera; el  $M_1$  trimestral de Colombia publicado por el Banco de la República y desestacionalizado por los autores, así como el mismo agregado monetario de Estados Unidos desestacionalizado, publicado por la Reserva Federal; el Producto Interno Bruto trimestral a precios constantes desestacionalizado de ambos países, publicado por el DANE y la Federal Reserve Economic Database, respectivamente.

**Cuadro 5.** Hipótesis sobre los coeficientes de regresión.

	$\beta_4$	$\beta_5$
Precios Fijos	<0	0
Precios Flexibles	0	0
Modelo de Diferencial de Tasas de Interés Real	<0	>0

Fuente: Frankel (1979).

**Cuadro 6.** Estimación modelo diferencial.

Variable: LTCN	Coficiente	P-Valor
C	8,2567111	0,0000000
DM	-0,527450309	0,0000000
DY	0,526188798	0,0357967
DI	-17,74698818	0,0001097
DINF	49,20258107	0,0000028
AR(1)	0,784206539	0,0000000
MA(1)	-0,476140987	0,0000021
MA(2)	-0,473923265	0,0000001
R2	0,907293	
F	62,914222	0,0000000

Fuente: Elaboración propia.

También, como variables próximas (proxies) de las tasas de interés del mercado monetario (siguiendo lo realizado por Frankel (1979)), se utilizaron las tasas de rendimiento de los certificados de depósito a 90 días, expresadas como rendimientos logarítmicos trimestrales; y la inflación esperada en 12 meses suministradas por la Encuesta Trimestral de Expectativas Económicas dirigida por el Banco de la República, y la Survey of Professional Forecasters de la Federal Reserve Bank of Philadelphia, también expresadas como tasas trimestrales continuas.<sup>10</sup> El período muestral va desde el primer trimestre de 2000 hasta el segundo trimestre de 2013, para un total de 54

observaciones en cada una de las nueve series de este modelo. Los resultados resumidos del modelo se muestran a continuación:<sup>11</sup>

El cuadro anterior muestra que la significancia tanto individual como conjunta es buena, ya que los p-valores de la prueba t y F son inferiores a 5%. Se ha introducido una variable AR(1) con el fin de capturar el comportamiento de corto plazo del tipo de cambio nominal y dos variables de promedios móviles MA(1) y MA(2), para contrarrestar el fenómeno de la autocorrelación. Se realiza la prueba Dickey-Fuller en los errores estimados y se muestra que son I(0); por tanto, la regresión no es espuria.<sup>12</sup>

El coeficiente del diferencial de tasas de interés nominal es estadísticamente negativo, lo cual, junto con su valor, refleja que el tipo de cambio

<sup>10</sup> Dado que se están analizando las tasas de interés del mercado monetario, tal como lo requiere la ecuación (18), y no las tasas de rendimiento a vencimiento de los títulos transados en el mercado de capitales, como los bonos, no se requiere una discusión profunda sobre la estructura de las tasas de interés, es decir es suficiente con utilizar las tasas de alguno de los títulos más transados del mercado monetario. En ese sentido, siguiendo lo realizado por Frankel (1979), es posible utilizar la tasa de interés nominal de títulos del mercado monetario a tres meses o 90 días.

<sup>11</sup> La estimación se muestra en el anexo ó.

<sup>12</sup> Ver el anexo 7.

*El coeficiente del diferencial de tasas de interés nominal es estadísticamente negativo, lo cual, junto con su valor, refleja que el tipo de cambio nominal es muy sensible a dicha variable y se aprecia cuando los diferenciales se hacen cada vez mayores. Además, el coeficiente del diferencial de tasas de inflación esperada de largo plazo es estadísticamente mayor que cero y su valor muestra una alta sensibilidad de la tasa de cambio frente a modificaciones en el diferencial mencionado.*

nominal es muy sensible a dicha variable y se aprecia cuando los diferenciales se hacen cada vez mayores. Además, el coeficiente del diferencial de tasas de inflación esperada de largo plazo es estadísticamente mayor que cero y su valor muestra una alta sensibilidad de la tasa de cambio frente a modificaciones en el diferencial mencionado.

Así, de acuerdo con los coeficientes estimados de los diferenciales de interés nominal y de inflación esperada de largo plazo, es posible rechazar las hipótesis sobre los precios perfectamente flexibles y perfectamente rígidos en la muestra utilizada, y establecer que los resultados son consistentes con lo predicho por el modelo de diferencial de tasas de interés real, que incorpora el hecho de que la PPP se cumple solo a largo plazo. Aún más, dado que  $\beta_5$  es la estimación de  $(\frac{1}{\theta} + h)$  y  $\beta_4$  corresponde a la estimación sobre  $(-\frac{1}{\theta})$  de la ecuación (15), el hecho de que los resultados de la regresión muestren que el coeficiente sobre el diferencial de la inflación sea mayor que el valor absoluto del coeficiente del diferencial de tasas de interés expone una clara consistencia entre los resultados obtenidos con la muestra y el modelo de diferencial de tasas de interés real.

También se encontró que bajo condiciones *ceteris paribus*, se puede decir que el tipo de cambio nominal se aprecia muy poco si existen incrementos en el diferencial de las ofertas monetarias. De otro lado, existe evidencia de comportamientos inelásticos entre los diferenciales de ingreso y el tipo de cambio y el signo muestra que ante un incremento en el diferencial, este último se deprecia. Lo anterior no corresponde a lo esperado de la ecuación (15) pero puede interpretarse como un reflejo de desequilibrios en el mercado monetario de Estados Unidos, asociados a los períodos prolongados de baja actividad económica que se vieron acompañados de

incrementos en la oferta monetaria de dicho país.

Finalmente, los tipos de cambio guardan una relación muy sensible con sus propios valores pasados.

## 6. CONCLUSIONES

Dados los controlados niveles de inflación observados en Colombia y Estados Unidos entre enero de 2000 hasta el primer semestre de 2013, junto con los períodos observados de apreciación y depreciación de la tasa de cambio, se podía esperar que la paridad de poder adquisitivo no se mantuviera a corto plazo. En ese sentido, las pruebas de cointegración sobre los logaritmos de la tasa de cambio nominal y los niveles de precios en ambos países, así como la aplicación del mecanismo de corrección de errores corroboran que la paridad de poder adquisitivo no existe a corto plazo pero sí a largo plazo, con una tasa de ajuste mensual de 5,8% hacia su nivel de largo plazo.

Así, la evidencia encontrada acerca de la cointegración de las variables involucradas en la PPP va en concordancia con los hallazgos de Paul y Motlaleng (2008), y Simmons y Aggarwal (2005). De otro lado, la evidencia registrada en este documento sobre la inexistencia de la PPP a corto plazo se encuentra en consonancia con lo encontrado por Dornbusch (1980), y lo encontrado sobre la PPP como un fenómeno que se cumple en el largo plazo, está en consonancia con el trabajo de Cheung y Lai (1993).

Cabe resaltar que todo lo anterior es coherente con el modelo de diferencial de tasas de interés real de Frankel (1979), en el que se asume que los precios son fijos a corto plazo pero flexibles a largo plazo cumpliéndose la PPP solo a largo plazo, además de mantener los supuestos sobre libre movilidad de capitales y expectativas racionales. En ese orden de ideas, las regresiones realizadas permiten aceptar dicho modelo, rechazando tanto

las hipótesis sobre los precios totalmente flexibles, como las hipótesis sobre los precios totalmente fijos, resultado que es similar al encontrado por Dornbusch (1980).

En los resultados econométricos es notoria la influencia del diferencial de tasas de interés, así como de la inflación esperada de largo plazo sobre la tasa de cambio nominal, cumpliendo cada coeficiente con el signo esperado, de acuerdo al modelo de Frankel (1979), de tal manera que, *ceteris paribus*, un aumento de las tasas de interés internas provocan una apreciación, mientras que un aumento en la inflación esperada de largo plazo interna genera una depreciación.

Finalmente, los resultados sobre los coeficientes del diferencial de oferta monetaria e ingresos no tuvieron los signos que se esperaban, reflejando quizá los desequilibrios del mercado monetario de Estados Unidos, derivados de una política monetaria expansiva prolongada en un escenario de crecimiento económico cercano a cero por ciento desde finales de 2007.

## REFERENCIAS

- Cheung Y. & Lai, K. (1993), A Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity. *Journal of Business and Economics Statistics*, 11(1), 103-112.
- Dornbusch, Rudiger (1980). Exchange Rate Economics: Where Do We Stand? *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 143-205.
- Dornbusch, Rudiger (1986). Flexible Exchange Rates and Excess Capital Mobility. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 209-226.
- Dornbusch, Rudiger (1976). Expectations and Exchange Rates Dynamics. *The Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176.
- Dowd J. y Enríquez, V. (2008). Modelo de la paridad de interés al descubierto en la determinación de la tasa de cambio en

- Chile, Brasil y México, 2003-2006. *Ecós de Economía*, 26, 7-40.
- Echavarría, J.; Vásquez, D. y Villamizar, M. (2005). La tasa de cambio real en Colombia ¿Muy lejos del equilibrio? *Ensayos Sobre Política Económica*, 49, 134-191.
- Frankel, J. (1979). On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differential. *The American Economic Review*, 69, (4), 610-22.
- Hooper, P. & Morton, J. (1982). Fluctuations in de Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination. *Journal of International Money and Finance*, 1(1), 39-56.
- Lopez, C.; Murray, C., & Papell, D. (2005). State of the Art Unit Root Tests and Purchasing Power Parity. *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(2), 361-369.
- Meese, R., and Rogoff, K. (1988). Was It Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period. *The Journal of Finance*, 43, 933-948.
- Obstfeld, Maurice (1985). Floating Exchange Rates: Experience and Prospects. *Brookings Papers on Economic Activity*, (2), 369-464.
- Oliveros, H. y Huertas, C. (2003). Desequilibrios Nominales y Reales del Tipo de Cambio en Colombia. *Ensayos Sobre Política Económica*, (43), 32-65.
- Paul, M. & Motlaleng, G. (2008). The Pula – Dollar Exchange Rate and the Purchasing Power Parity in Botswana. *The Journal of Developing Areas*, 41(2), 205-231.
- Simmons, W., & Aggarwal, R. (2005). Purchasing Power Parity in the Eastern Caribbean Currency Union. *The Journal of Developing Areas*, 38(2), 155-169.
- Smithin, J. (2002). Interest Parity, Purchasing Power Parity, "Risk Premia," and Post Keynesian Economic Analysis. *Journal of Post Keynesian Economics*, 25(2), 219-235.
- Toro, J. y Julio, J. M. (2005). Efectividad de la intervención discrecional del Banco de la República en el Mercado Cambiario. *Borradores de Economía*, 336, 1-23.

## 7. ANEXOS

### ANEXO 1. TEST DICKEY-FULLER.

Null Hypothesis: D(LTCN) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-11,47678348	2,76E-18
Test critical values:	1% level	-3,470934259	
	5% level	-2,879266805	
	10% level	-2,576300597	
Null Hypothesis: D(LPC) has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7,993244885	3,74E-10
Test critical values:	1% level	-4,017567848	
	5% level	-3,438699733	
	10% level	-3,143666165	
Null Hypothesis: D(LPUSA) has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9,009357002	2,12E-12
Test critical values:	1% level	-4,016064286	
	5% level	-3,437976641	
	10% level	-3,143241235	

Fuente: Elaboración propia.

## ANEXO 2. TEST DE JHOANSEN.

Date: 11/12/13 Time: 19:40				
Sample (adjusted): 2000M03 2013M08				
Included observations: 162 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: LPC LPUSA LTCN				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0,05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,175186177	45,14428648	29,79707334	0,000428044
At most 1	0,069794786	13,9434774	15,49471288	0,084506032
At most 2	0,01362709	2,22276813	3,841465501	0,135987559
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level ** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0,05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,175186177	31,20080908	21,1316163	0,00138815
At most 1	0,069794786	11,72070927	14,26460015	0,121575391
At most 2	0,01362709	2,22276813	3,841465501	0,135987559
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level ** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):				
LPC	LPUSA	LTCN		
-49,81079537	112,9765826	92,73308232		
-19,56426935	28,84743673	-38,5828666		
8,854992983	-25,44204357	16,48751757		
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(LPC)	0,000661485	0,000205873	0,000253815	
D(LPUSA)	-0,000903968	4,80E-05	0,000239075	
D(LTCN)	-0,000383528	0,001118461	-0,00011909	
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	2099,542813	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
LPC	LPUSA	LTCN		
1	-2,268114406	-1,861706516		
	0,054688979	0,261578142		
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(LPC)	-0,032949084			
	0,01081034			
D(LPUSA)	0,04502738			

	0,011296313		
D(LTCN)	0,01910384		
	0,017624967		
2 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	2105,403168
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)			
LPC	LPUSA	LTCN	
1	0	9,095110322	
		2,296485507	
0	1	4,830804305	
		1,027961748	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)			
D(LPC)	-0,036976829	0,080671186	
	0,011580967	0,025233148	
D(LPUSA)	0,044088878	-0,100743431	
	0,012134684	0,026439612	
D(LTCN)	-0,002778041	-0,011064949	
	0,018323283	0,039923617	

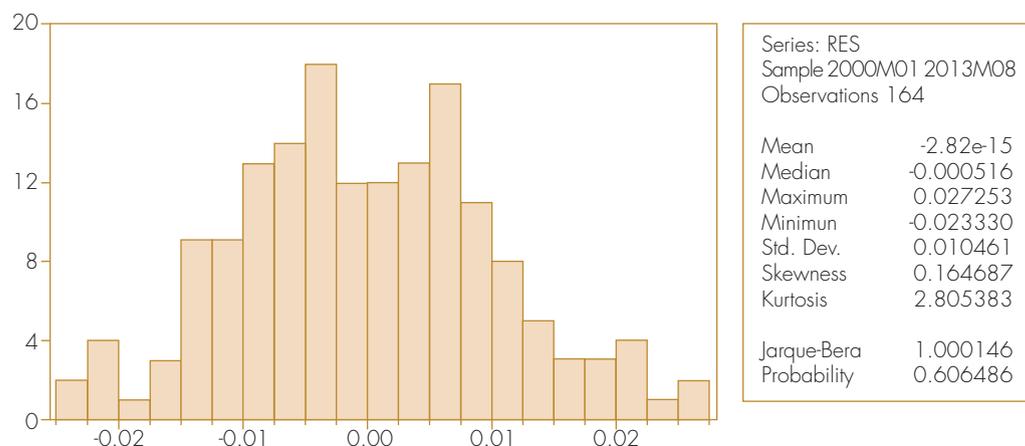
Fuente: Elaboración propia.

### ANEXO 3. MODELO COINTEGRANTE.

Method: Least Squares				
Date: 11/12/13 Time: 19:41				
Sample: 2000M01 2013M08				
Included observations: 164				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4,912656388	0,328350613	14,96161784	2,80E-32
LPUSA	-0,832090583	0,107182673	-7,763293799	9,05E-13
LPC	0,345162376	0,054939774	6,282559059	2,98E-09
R-squared	0,702509195	Mean dependent var		2,03950026
Adjusted R-squared	0,698813657	S.D. dependent var		0,019179555
S.E. of regression	0,010525825	Akaike info criterion		-6,25184661
Sum squared resid	0,017837673	Schwarz criterion		-6,195141737
Log likelihood	515,6514221	Hannan-Quinn criter.		-6,228826573
F-statistic	190,096599	Durbin-Watson stat		0,269325111
Prob(F-statistic)	4,12E-43			

Fuente: Elaboración propia.

### ANEXO 4. PRUEBA JARQUE-BERA.



Fuente: Elaboración propia.

### ANEXO 5. TEST DICKEY-FULLER PARA RESIDUALES DEL MODELO COINTEGRANTE

Null Hypothesis: RES has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4,358104407	0,00050395
Test critical values:	1% level	-3,470934259	
	5% level	-2,879266805	
	10% level	-2,576300597	

Fuente: Elaboración propia.

### ANEXO 6. REGRESIÓN MODELO DIFERENCIAL.

Dependent Variable: TCN
Method: Least Squares
Date: 11/25/13 Time: 17:10
Sample (adjusted): 2000Q2 2013Q2
Included observations: 53 after adjustments
Convergence achieved after 65 iterations
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
MA Backcast: 1999Q4 2000Q1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8,2567111	0,399533761	20,66586581	0,0000000
DM	-0,527450309	0,080690647	-6,536696948	0,0000000
DY	0,526188798	0,243136705	2,164168497	0,0357967
DI	-17,74698818	4,185628752	-4,23998143	0,0001097
DINF	49,20258107	9,186745773	5,355822648	0,0000028
AR(1)	0,784206539	0,032145566	24,39548083	0,0000000
MA(1)	-0,476140987	0,087529105	-5,439801855	0,0000021
MA(2)	-0,473923265	0,073117535	-6,481663591	0,0000001
R-squared	0,907292868	Mean dependent var		7,695719482
Adjusted R-squared	0,892871759	S.D. dependent var		0,148832558
S.E. of regression	0,048713567	Akaike info criterion		-3,067460973
Sum squared resid	0,106785523	Schwarz criterion		-2,77005842
Log likelihood	89,2877158	Hannan-Quinn criter.		-2,953094295
F-statistic	62,91422154	Durbin-Watson stat		2,009521422
Prob(F-statistic)	3,97E-21			
Inverted AR Roots	0,78			
Inverted MA Roots	0,97	-0,49		

Fuente: Elaboración propia.

## ANEXO 7. TEST DICKEY-FULLER PARA ERRORES DEL MODELO DIFERENCIAL.

Null Hypothesis: RES_06 has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7,161941642	9,89E-08
Test critical values:	1% level	-3,562669406	
	5% level	-2,918777953	
	10% level	-2,597285152	

\* MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fuente: Elaboración propia.