

Libre Empresa vol. 16, No. 2, julio - diciembre de 2019, p.11-21. (ISSN 1657-2815 / e-ISSN 2538-9904)

La paridad de la tasa de interés en Colombia, 1981-2018

Interest rate parity in Colombia, 1981-2018

Paridade das taxas de juro na Colômbia, 1981-2018

Alberto Gómez-Mejía

Investigador y profesor de Economía. Universidad Libre Seccional Cali, Cali - Colombia
algometria@hotmail.com <https://orcid.org/0000-0002-0312-2236>

Resumen

Después de analizar cuatro períodos (1981-1991, 1992-2006, 2000-2006, 2007-2018) marcados por cambios en el manejo de la tasa de cambio por parte del Banco de la República y política económica gubernamental, técnicas econométricas permiten concluir que pese a la creciente apertura de la economía colombiana, a partir de 1991, la liberalización del mercado cambiario y de flujo de capitales, la paridad de la tasa de interés, con tasa de cambio nominal y real, se empezó a cumplir en la medida que los mercados de capitales y la economía se fue consolidando en el proceso de apertura. En el primer período, 1981-1991, no se dio y sí durante 2007-2018. Se usaron pruebas de cointegración de Johansen y regresiones EGARCH. Un estudio detallado de las estadísticas y la política económica prueban que la lentitud en el cumplimiento de la paridad, que tomó más de una década, se debió a que el banco central colombiano siempre intervino el mercado para estimular la depreciación del peso (banda cambiaria) como tampoco se eliminaron factores institucionales que afectan las tasas de interés. Además, en los últimos años se han producido cambios en la dirección del flujo de capitales internacionales hacia Colombia, que han alterado la tasa de cambio más fuertemente que la diferencia de las tasas de interés.

Palabras clave

Interés nominal; interés real; tasa de cambio; dólar; libor; Banco de la República; apreciación; depreciación; correlación;

Abstract

After analyzing four periods (1981-1991, 1992-2006, 2000-2006, 2007-2018) marked by changes in the management of the exchange rate, peso/dollar, by the Banco de la República and government economic policy, econometric techniques allow us to conclude that despite the increasing opening of the Colombian economy, since 1991, the liberalization of the foreign

F. R. 10/4/2019 F. A. 27/6/2019

* **Cómo citar:** Gómez-Mejía, A. (2019). La paridad de la tasa de interés en Colombia, 1981-2018. Revista Libre Empresa, 16(2), 11-21
<https://doi.org/10.18041/1657-2815/libreempresa.2019v16n2.6578>

Este es un artículo Open Access bajo la licencia BY-NC-SA <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>



exchange market and the flow of capital, the parity of the interest rate, with a nominal and real exchange rate, began to be fulfilled to the extent that capital markets and the economy was consolidated in the process of opening. In the first period, 1981-1991, the parity did not occur and it did during 2007-2018. Johansen cointegration tests and EGARCH regresions were used in the test. A detailed study of statistics and economic policy proves that the slowness in meeting the parity rule, which took more than a decade, was due to the fact that the Colombian central bank always intervened in the market to stimulate the depreciation of the peso (exchange rate band). Nor were institutional factors that affect interest rates eliminated. In addition, in recent years there have been changes in the direction of the flow of international capital to Colombia that have altered the exchange rate more strongly than the difference in interest rates.

Keywords

Nominal interest rate; real interest rate; exchange rate; dollar; Libor; Central bank; appreciation; depreciation; correlation;

Resumo

Após analisar quatro períodos (1981-1991, 1992-2006, 2000-2006, 2007-2018) marcados por mudanças na gestão da taxa de câmbio pelo Banco de la República e na política económica do governo, as técnicas econométricas permitem-nos concluir que apesar da crescente abertura da economia colombiana, desde 1991, a liberalização do mercado cambial e do fluxo de capitais, a paridade da taxa de juro, com taxas de câmbio nominais e reais, começou a ser cumprida à medida que os mercados de capitais e a economia se consolidavam no processo de abertura. No primeiro período, 1981-1991, não ocorreu e ocorreu durante 2007-2018. Foram utilizados testes de co-integração de Johansen e regressões de EGARCH. Um estudo detalhado das estatísticas e da política económica mostra que a lentidão da paridade, que levou mais de uma década, se deveu ao facto de o banco central colombiano ter sempre intervindo no mercado para estimular a depreciação do peso (banda da taxa de câmbio), nem foram eliminados factores institucionais que afectavam as taxas de juro. Além disso, nos últimos anos houve mudanças na direcção dos fluxos internacionais de capitais para a Colômbia, que alteraram a taxa de câmbio mais fortemente do que o diferencial da taxa de juro.

Palavras-chave

Juro nominal; juro real; taxa de câmbio; dólar; libor; Banco de la República; apreciação; depreciação; correlação;

Clasificación JEL: E43, E44, F31.

Introducción

La paridad de la tasa de interés es un tema recurrente en las investigaciones aplicadas sobre la relación entre las variables macroeconómicas colombianas y las extranjeras: la paridad permite establecer el grado de conexión de la economía colombiana con las extranjeras. Recientes estudios aplicados sobre este tema son: Echavarría (2008), Gómez (2007), Urrutia (2003), Rowland (2002), Villar (2001) y Correa (1992).

La paridad de la tasa de interés es una identidad teórica que establece una relación entre las tasas de interés de depósitos de dos países y sus respectivas divisas. Se asume la existencia de libertad en el flujo de capitales. Su planteamiento básico, en términos de pesos colombianos y dólares de Estados Unidos, es:

$F_{t+j} / S_t = (1 + i_{col_t}) / (1 + i_{eu_t})$, donde:

S_t = tasa spot expresada en pesos/ dólar.

F_{t+j} = tasa spot futura expresada en pesos/ dólar, para el final del período $t + j$

i_{col_t} = tasa de interés colombiana determinada hoy con vigencia para el período $t + j$.

i_{eu_t} = tasa de interés de Estados Unidos determinada hoy, vigencia para el período $t + j$.

La paridad implica que ambos lados de la identidad deben ser iguales (paridad cubierta), de lo contrario, se da la oportunidad a los agentes del mercado de hacer arbitraje (paridad descubierta), es decir, aprovechar la diferencia entre las tasas de interés de ambos países y la diferencia entre la tasa spot y la tasa spot futura, ejecutando compras y ventas de divisas, créditos e inversiones en las diferentes divisas con el fin de obtener utilidades. Esta actividad de lucro dura hasta que se restaure la igualdad en la identidad y el equilibrio en el mercado, reduciendo a cero la oportunidad de obtener ganancias. Similarmente, la paridad indica que el comportamiento de la tasa de cambio, específicamente la tasa spot futura F , depende de la diferencia entre las tasas de los dos países, por ejemplo, si el interés colombiano aumenta con respecto al de Estados Unidos, es de esperar que la tasa de cambio Spot futura sea mayor, o sea depreciación del peso.

Para aplicar la fórmula de la paridad, las variables son: tasa de cambio nominal a fin de mes para el peso/dólar de Estados Unidos, la tasa DTF-90 días expresada en términos efectivos anuales; la tasa Libor-3 meses equivalente en dólares de Estados Unidos. Todas las series son publicadas por el Banco de la República en su página web. Se ha hecho el análisis para tres períodos tanto para las tasas de interés nominales y reales:

A. Enero 1981- Diciembre 1991. Se encuentra información de la DTF a partir de mediados de 1980. Se pretende analizar el período de la devaluación ¹ gota a gota anterior a la apertura económica de 1991.

B. Enero 1992- Diciembre 2000. Este incluye los años cuando funcionó la banda cambiaria, 1994-1999 en los cuales no hubo una libre flotación del mercado, sino que ésta se dio dentro de los límites de la banda (implicando una mínima depreciación programada) con la continua intervención del Banco de la República en el mercado

C. Enero 2000 - Diciembre 2006. Aparentemente durante este período la flotación de la tasa de cambio ha sido más libre, aunque con un evidente sesgo pro-depreciación, como lo confirmó la actitud del Banco de la República frente a la apreciación de comienzos del 2007, es decir, se trató de forzar una depreciación a través de la intervención del Banco en el mercado cambiario a pesar de que la tendencia de este era la apreciación.

D. Enero 2007- Diciembre 2018. Período similar al anterior con el factor adicional de aceleración en la depreciación del peso como resultado de la caída del precio del petróleo en los mercados internacionales.

¹ Apreciación (Revaluación) y Depreciación (Devaluación) son usados en sistemas de tasas de cambio flotantes (fijos). El cambio se dio en 1991 con la flotación limitada dentro de la banda cambiaria.

Paridad con Tasas de Interés Nominales

Después de hacer análisis previos se concluyó que la mejor forma de medir el comportamiento de la tasa de cambio nominal es por medio de cambios porcentuales mensuales anualizados ya que estas mostraron una mayor correlación con el diferencial de las tasas de interés anuales a fin de mes de ambos países. Los cambios porcentuales de la tasa de cambio son en la práctica más usados que las diferencias logarítmicas y se llega a casi idénticos resultados; los primeros son equivalentes a rentabilidades compuestas discretas mientras que los segundos equivalen a rentabilidades compuestas continuas. Ninguna de las dos formas son estacionarias como se verá más adelante.

Se define:

- $DTCN_t$: Cambio porcentual mensual anualizado de tasa de cambio $((TC_t / TC_{t-12}) - 1) * 100$. Ya que la tasa de cambio se expresa en pesos/dólar, un cambio porcentual positivo mostrará la apreciación anual del dólar (o depreciación del peso) y el cambio negativo mostrará la depreciación anual del dólar (o apreciación del peso) para cada mes.
- $ICOL_t$: la tasa DTF-90 días, fin de mes, expresada en términos efectivos anuales.
- IEU_t : la tasa Libor-3 meses, fin de mes, expresada en dólares de Estados Unidos.
- DI_t : $ICOL_t - IEU_t$;

La econometría sugiere que para analizar el comportamiento de las variables en los cuatro períodos, se debería recurrir a regresiones con dos variables dicotómicas (4 períodos menos uno) y a la prueba de Chow, sin embargo, los ensayos con estos modelos no fueron satisfactorios y no permitieron detallar las peculiaridades de cada uno, razón por la cual se prefirió trabajar separadamente cada período.

Generalidades

La Tabla 1 presenta la bajísima correlación entre las dos variables para los cuatro períodos. Note que en un caso la correlación es negativa. Aparentemente, la paridad de la tasa de interés no se dio en Colombia,

Tabla 1. Correlación entre DTCN y DI

Período	Correlación
1981-1991	0.2079
1992-2000	-0.2666
2000-2006	0.3014
2007-2018	0.2110

Fuente: Cálculos del autor

La Tabla 2 resume los resultados de las pruebas de Phillips-Perron (PP) y Elliott-Rothenberg-Stock (ERS) para los cuatro períodos. Dándole prioridad a la prueba ERS, DTCN y DI son integradas de orden uno, es decir, no son estacionarias, exceptuando el caso de DTCN para el segundo y cuarto período. Aquí se puede observar las discrepancias que pueden darse entre las dos pruebas de estacionariedad. La Tabla 3 indica que para los cuatro períodos no hubo ni un solo vector de cointegración entre las dos variables, para cada uno de los cinco modelos del tipo Johansen. La prueba de Granger concluyó que para todos los períodos se aceptó la hipótesis nula de que “di no causa Granger dcn”.

Tabla 2. Pruebas de Phillips-Perron y ERS para DTCN y DI.

Período	Variable	Significante	PP(5%) valor-p	Orden Integr.	ERS (5%) P-estad	Orden Integración
1981-1991	DTCN	Interc	0.2376	I(1)	5.39	I(1)
	DI	Interc	0.2186	I(1)	27.49	I(1)
1992-2000	DTCN	Interc	0.1862	I(1)	5.10	I(0)
	DI	Interc, tend	0.6738	I(1)	11.89	I(1)
2000-2006	DTCN	Ninguno	0.0853	I(1)	-	I(1)
	DI	Ninguno	0.2548	I(1)	-	I(1)
2007-2018	DTCN	Ninguno	0.017	I(0)	-	I(0)
	DI	Interc, tend	0.1018	I(0)	4.077	I(1)

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 3. Prueba de Johansen y Granger para DTCN y DI.

Período	Johansen (No. vectores en cinco modelos).	Granger No. rezagos	Granger Prob.(Ho)
1981-1991	Cero	5	0.8510
1992-2000	Cero	5	0.8560
2000-2006	Cero	3	0.1215
2007- 2018	Cero	5	0.4239

Fuente: Cálculos del autor.

A. Enero 1981-Diciembre 1991

La Figura 1 describe la poca relación existente entre las variables, especialmente entre los años 1985 y 1988. Es evidente que la alta volatilidad de DTCN, aumenta la probabilidad sobre la escogencia de un modelo de tipo ARCH.

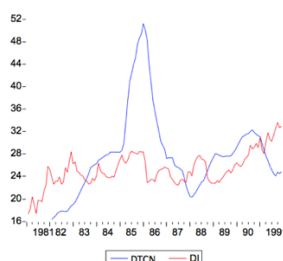


Figura 1. Comportamiento del DTCN y DI. 1981-1991.

Fuente: Cálculos del autor.

Para este período, Granger determina que DI no ayuda a explicar el comportamiento de DTCN en el lapso de 1 hasta 36 rezagos. Para apoyar lo anterior se corrió una regresión en la que el DTCN es función de DI rezagada hasta 36 meses. Se ensayaron modelos MCO, familia ARCH, MCO-2 etapas, sin embargo, en ningún caso la variable DI, actual o rezagada, fue significativa. Se puede concluir que la paridad no se dio: aunque la tasa de cambio nominal era devaluada gradualmente (gota a gota) por el Gobierno, el ritmo de devaluación no estuvo de acuerdo con el comportamiento de las tasas de interés.

B. Enero 1992-Diciembre 2000

La Figura 2 evidencia la falta de correlación entre el comportamiento de la tasa de cambio nominal y la diferencia de las tasas de interés colombiana y estadounidense; vemos que ambas se mueven hasta en sentido contrario; recuerde que la correlación fue negativa (-0.266). El gráfico hace dudar de la existencia de alguna relación.

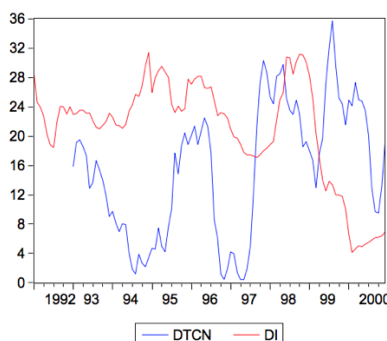


Figura 2. Comportamiento del DTCN y DI. 1992-2000.
Fuente: Cálculos del autor.

Para este período, Granger, nos deja ver que DI no ayudó a explicar el comportamiento de DTCN en el lapso de 1 hasta 36 rezagos. También se corrieron regresiones de diversas formas en las que el DTCN es función de DI rezagada hasta 36 meses. También se concluyó que la paridad no se dio: aunque la tasa de cambio nominal era depreciada gradualmente por las autoridades monetarias, esta depreciación no estuvo de acuerdo al comportamiento del diferencial de las tasas de interés colombiana y estadounidense.

C. Enero 2000-Diciembre 2006

Este período se ha caracterizado por niveles sin precedentes de inversión extranjera hecha en Colombia y el creciente monto de las remesas enviadas por los colombianos residentes en el exterior produciendo una apreciación del peso en los últimos cuatro años, rompiendo la relación entre tasa de cambio e intereses que se da en una economía abierta y de mercado. Note en el Gráfico 4 la fuerte caída de DTCN (o apreciación del peso) durante 2000-2006; es probable que el fenómeno descrito continúe en el corto y mediano plazo. Para este período la correlación de las dos variables, DTCN y DI, es de 0.3014, la más alta de los tres períodos, hecho que deja entrever que se da un progreso lento en la relación, progreso difícil de apreciar en el Gráfico 4 pero que en las regresiones se delata. Obsérvese la Tabla 4 donde se muestra la prueba de Granger para 13 rezagos, aceptando que la variable DI sí muestra una causalidad tipo Granger hacia el DTCN, con una probabilidad del 8.75%, aunque baja, es un indicio sobre cómo se empieza a establecer la paridad. Este resultado se repite desde los rezagos 13 hasta el 20, dando luces sobre el número de rezagos a tener en cuenta para correr la regresión.

Tabla 4. Granger para DTCN y DI con 13 meses de rezago.

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 2000M01 2006M12

Lags: 13

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DI does not Granger Cause DTCN	59	2.67622	0.01164
DTCN does not Granger Cause DI		1.79725	0.08754

Fuente: Cálculos del autor. Eviews 10.

Con una variable explicativa, DI, que es rezagada de uno hasta 36 meses, la mejor regresión resultó ser un EGARCH (1,0,0), Tabla 5: se observa un coeficiente significativo para el rezago correspondiente al mes doce: la tasa de cambio nominal se incrementa a un ritmo de un 4.76% anual ante un incremento del diferencial de las tasas de interés realizadas 12 meses atrás.

Esto indica que en el mercado se efectuó un ajuste de la tasa de depreciación anual del peso para cada mes, en relación con el diferencial de tasas de interés de los dos países. La lentitud del ajuste no es de sorprender dadas las presiones para la depreciación ejercidas por exportadores y las operaciones del Banco de la República orientadas a estimular la depreciación. Juntando los resultados de Granger y la regresión, se concluye que la paridad no se dio en el corto plazo, menos de un año, sino en forma lenta tomándose hasta casi dos años.

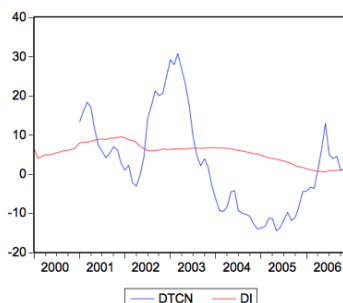


Figura 4. Comportamiento del DTCN y DI. 2000-2006.

Fuente: Cálculos del autor. Eviews 10.

El R-cuadrado de la regresión es bastante alto, 94.20%. La prueba F acepta la hipótesis alternativa validando la regresión; se presenta la segunda ecuación relacionada con la varianza condicional sin efecto asimétrico. Los residuos cumplen todos los requisitos: no autocorrelación serial (Durbin-Watson de 1.24), normalidad de los residuos (Probabilidad de aceptar la hipótesis nula del Jarque-Bera de 67.79%) y sin heterocedasticidad arch (aceptando la hipótesis nula con el 80.39%).

Tabla 5. EGARCH (1,0,0) para DTCN y DI. 2000-2006.

Dependent Variable: DTCN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Sample (adjusted): 2001M12 2006M12

Included observations: 61 after adjustments

Convergence achieved after 30 iterations

Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

LOG(GARCH) = C(5) + C(6)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-29.01984	5.668466	-5.119522	0.0000
DI(-12)	4.763295	0.878310	5.423247	0.0000
AR(1)	0.972998	0.020775	46.83437	0.0000
AR(11)	-0.140577	0.025533	-5.505709	0.0000
Variance Equation				
C(5)	1.400860	0.249836	5.607108	0.0000
C(6)	0.825368	0.205171	4.022828	0.0001
R-squared	0.942039	Mean dependent var	12.89575	
Adjusted R-squared	0.936770	S.D. dependent var	12.67836	
S.E. of regression	3.188052	Akaike info criterion	5.092703	
Sum squared resid	559.0023	Schwarz criterion	5.300330	
Log likelihood	-149.3275	F-statistic	178.7826	
Durbin-Watson stat	1.243090	Prob(F-statistic)	0.000000	

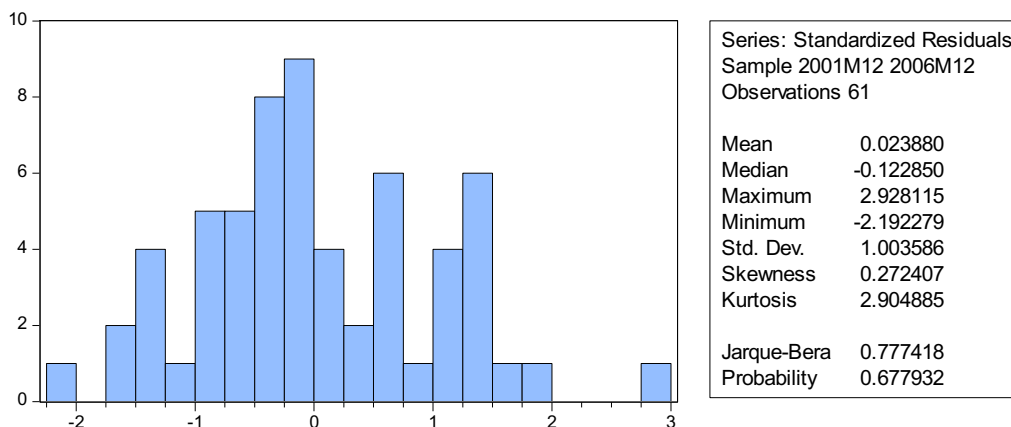
Fuente: Cálculos del autor. Eviews 10.

La ecuaciones de la regresión son:

- $DTCN_t = -29.019 + 4.763*DI_t + 0.973*U_{t-1} - 0.140*U_{t-11}$
- $\text{Log}(\sigma^2) = 1.40 + 0.825* \text{ABS}(U_{t-1}/\sigma_{t-1})$

Tabla 6. Pruebas para residuos de EGARCH (1,0,0) 2000-2006.
Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.062190	Prob. F(1,58)	0.8039
Obs*R-squared	0.064265	Prob. Chi-Square(1)	0.7999



Fuente: Cálculos del autor. Eviews 10.

D. Enero 2007- Diciembre 2018

La Figura 5 muestra una estabilidad en el cambio porcentual de la tasa de cambio nominal peso/dólar y una relativa estabilidad en la diferencia entre las tasas de interés de ambos países. La Tabla 7 valida la paridad de la tasa de interés bajo un nivel de confianza del 90%. El coeficiente significa que ante un cambio de 1% en el diferencial de las tasas de interés, la tasa de cambio aumenta en 0.02%; el R² es del 86, 4%: residuos tienen distribución normal, no hay autocorrelación serial de residuos ni heterocedasticidad.

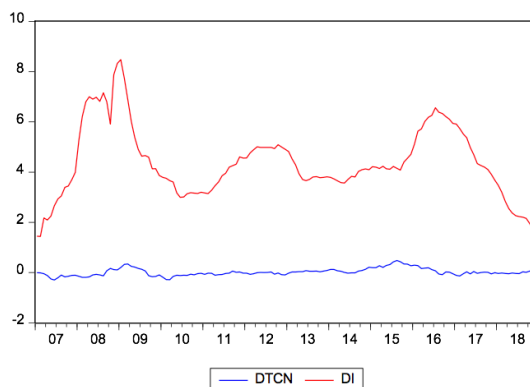


Figura 5. Comportamiento del DTCN y DI. 2007-2018

Fuente: Cálculos del autor. Eviews 10.

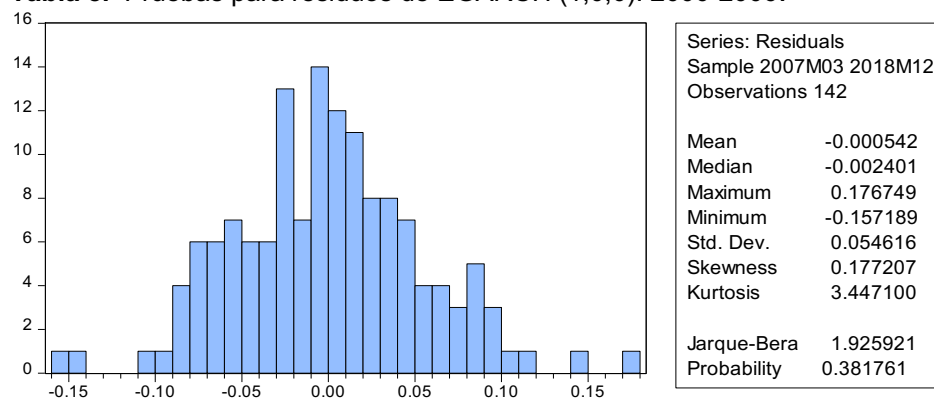
Tabla 7. MCO para DTCN y DI. 2007-2018

Dependent Variable: DTCN
 Method: ARMA Generalized Least Squares (BFGS)
 Sample: 2007M03 2018M12
 Included observations: 142
 Convergence achieved after 8 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.085015	0.070105	-1.212673	0.2273
DI(-2)	0.025881	0.014398	1.797572	0.0744
AR(1)	0.976056	0.035507	27.48950	0.0000
AR(7)	-0.118821	0.035257	-3.370162	0.0010
R-squared	0.864020	Mean dependent var	0.019407	
Adjusted R-squared	0.861064	S.D. dependent var	0.148117	
S.E. of regression	0.055209	Akaike info criterion	-2.910910	
Sum squared resid	0.420633	Schwarz criterion	-2.827648	
Log likelihood	210.6746	Hannan-Quinn criter.	-2.877076	
F-statistic	292.2853	Durbin-Watson stat	1.872425	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Cálculos del autor. Eviews 10.

$$* DTCN_t = -0.0850 + 0.0259 * DI_{t-2} + 0.976 * U_{t-1} - 0.118 U_{t-7}$$

Tabla 8. Pruebas para residuos de EGARCH (1,0,0). 2000-2006.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.825941	Prob. F(2,136)	0.1650
Obs*R-squared	3.713284	Prob. Chi-Square(2)	0.1562

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.316349	Prob. F(1,140)	0.2532
Obs*R-squared	1.322717	Prob. Chi-Square(1)	0.2501
Scaled explained SS	1.524050	Prob. Chi-Square(1)	0.2170

Fuente: Cálculos del autor. Eviews 10.

Paridad con Tasas de Interés Reales

Dados los resultados del punto anterior, se puede pensar que el comportamiento del DTCN haya estado relacionado con el diferencial de las tasas reales de interés. Para esta parte se derivó la DIRt o diferencia entre las tasas de interés real colombiana y la libor real.

- Interés real = $\left(\frac{(1+ICOLt)}{(1+PCOLt)} - 1\right) * 100$; PCOL = inflación anual colombiana.
- Libor real = $\left(\frac{(1+IEUt)}{(1+PEUt)} - 1\right) * 100$; PEU = inflación anual Estados Unidos.
- DIRt = interés real – libor real.

Las regresiones arrojaron las mismas conclusiones. No se publican las regresiones y tablas para no desperdiciar el espacio. El lector puede encontrar las tablas en los archivos.

Conclusión

Después de aplicar regresiones a cuatro períodos (1981-1991, 1992-2000, 2000-2006, 2007-2018) marcados por cambios en el manejo de la tasa de cambio por parte del Banco de la República y la política económica gubernamental, técnicas econométricas permiten concluir que la paridad de la tasa de interés se empezó a dar a medida que la economía colombiana se fue adaptando a los mercados internacionales o que la apertura se fue consolidando. Durante 1981-1991, la paridad de la tasa de interés (con intereses nominales y reales) no se dio. A partir de 1991 hasta el 2000, pese a la creciente apertura de la economía colombiana con la consecuente liberalización del mercado cambiario y de flujo de capitales, la paridad de la tasa de interés tampoco se cumplió debido a la fluctuación limitada dentro de la banda cambiaria. En el tercer período, 2000-2006, la paridad empezó a darse con un ajuste muy lento (con rezago de 12 meses) en el corto y largo plazo de acuerdo con las regresiones, finalmente, para el período 2007-2018, la paridad sí se cumplió.

Un estudio detallado de la historia colombiana, tanto en el aspecto político como en lo económico, permite entender los resultados obtenidos en el trabajo. El débil cumplimiento de la paridad se da porque a pesar de la “apertura”, el banco central colombiano siempre ha intervenido el mercado para estimular la depreciación del peso, con tal de favorecer al sector exportador, aunque el mercado muestre una tendencia a la apreciación; tampoco se eliminaron o reformaron factores institucionales que afectaron a las tasas de interés, específicamente, el aumento de la competitividad en los mercados financieros orientados a reducir las tasas. Además, en los últimos años, desde los 1990s hasta hoy, se han producido cambios en la dirección del flujo de capitales internacionales hacia Colombia, que han alterado la tasa de cambio más fuertemente que la diferencia de las tasas de interés.

Conflicto de intereses

El autor declara no tener ningún conflicto de intereses.

Referencias bibliográficas

1. Carbaugh, R. J. (2007). International Economics, 11th Edition. Cincinnati: ITP.
2. Correa, P. (1992). Paridad entre la tasa de interés real interna y externa: Notas sobre el caso colombiano. Coyuntura Económica, Fedesarrollo, abril.
<https://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/2297>

3. Echavarría, J. J., Vásquez D., Villamizar M.. (2008). Expectativas, tasa de interés y tasa de cambio: paridad cubierta y no cubierta en Colombia, 2000-2007. Revista Ensayos Sobre Política Económica. Número: 56Junio, Bogotá, Colombia.
http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/resu_056-5.pdf
4. Eiteman D. y. Stonehill A. (2000). Las Finanzas de las Empresas Multinacionales. Editorial Addison-Wesley Iberoamericana.
5. Engle, R. y Granger C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrika*, 55, pp. 251-276. <https://www.jstor.org/stable/1913236>
6. Fama, E.F. (1984). Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 14 (3). November: 319-38.
https://eml.berkeley.edu/~craine/EconH195/Fall_09/webpage/Fama_Forward%20Discount.pdf
7. Gujarati, D. y Porter, M. (2009). *Basic Econometrics*. McGraw-Hill. New York.
8. Gómez Mejía, A. (2007). Paridad de la Tasa de Interés. Caso Colombiano: 1981-2006. *Revista Libre Empresa*. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Libre, Cali. Vol. 4 No. 2 julio-diciembre. pp. 43-76. <https://doi.org/10.18041/1657-2815/libreempresa.2019v16n1.5908>
9. Hull, J. C. (2002). *Introducción a los Mercados de Futuros y Opciones*. Cuarta edición. Prentice Hall.
10. Lewis, K. K. (1995). "Puzzles in International Financial Markets", In Gene M. Grossman; Rogoff, Kenneth (eds.), *Handbook of International Economics*, Vol. 3, Elsevier Science, Amsterdam, pp. 1.913-1.971. [https://doi.org/10.1016/S1573-4404\(05\)80017-6](https://doi.org/10.1016/S1573-4404(05)80017-6)
11. Lewis, K. K. (1989). "Changing Beliefs and Systematic Rational Forecast Errors with Evidence from Foreign Exchange", *American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, September, pp. 621-636. <http://www.jstor.org/stable/1827922> .
12. Meredith, G., Chinn M.D. (2004). Monetary policy and long-horizon uncovered interest parity. *IMF Staff Papers*, vol.51 (3): 409-30. <https://www.imf.org/External/Pubs/FT/staffp/2004/03/pdf/chinn.pdf>
13. Pindyck, Robert y Daniel Rubinfeld (2002). *Modelos econométricos y pronóstico económico*. Ed. McGraw-Hill.
14. Rowland, P. (2002). "Uncovered Interest Parity and the USD/COP Exchange Rate", en *Borradores de Economía*, Banco de la República, No. 227, diciembre. <https://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra227.pdf>
15. Urrutia Montoya, M. (2003). La paridad descubierta de tasas de interés y la tasa de cambio en Colombia *Revista del Banco de la República*. Vol. 76, Núm. 907 <https://publicaciones.banrepcultural.org/index.php/banrep/article/view/10260/10658>
16. Villar, L., Rincón, H. (2001). "Flujos de capital y regímenes cambiarios en la década de los 90", en *Ensayos sobre Política Económica*, Banco de la República, No. 39, junio. <https://www.banrep.gov.co/es/flujos-capital-y-regimenes-cambiaros-decada-90-pags-5-71>
17. Wooldridge, J. M.(2001). *Introducción a la Econometría. Un enfoque moderno*. Editorial Thomson-Learning.