

La paridad del poder adquisitivo en Colombia, 1981-2018 *

Purchasing power parity in Colombia, 1981-2018

A paridade do poder de compra 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: 1968-1990, 1991-2000, 2000-2006 y 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 del poder adquisitivo, se empezó a cumplir a partir del tercer período aunque en forma rezagada; en el cuarto período, en la medida que los mercados de capitales y la economía se fue consolidando en el proceso de internacionalización, la paridad se empieza a evidenciar. 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, se debió a que el banco central colombiano siempre intervino el mercado para estimular la depreciación del peso: devaluación gota a gota hasta 1991 y la banda cambiaria hasta 1999. 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 las diferencias en la inflación.

Palabras Clave

Tasa de cambio, dólar, libor, Banco de la República, apreciación, depreciación, correlación.

Abstract

After analyzing four periods: 1968-1990, 1991-2000, 2000-2006 y 2007-2018, marked by changes in the management of the exchange rate, peso/dolar, by the Banco de la Republica 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. 20/2/2019 F. A. 28/3/2019

* **Cómo citar:** Gómez Mejía, A. (2019). La paridad del poder adquisitivo en Colombia, 1981-2018. Revista Libre Empresa, 16(1), 46-63 <https://doi.org/10.18041/1657-2815/libreempresa.2019v16n1.5908>

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 began to be fulfilled to the extent that capital markets and the economy was consolidated in the process of opening: gradually during the third period and evidently during the last one amid opening of the Colombian economy. Johansen cointegration tests and EGARCH regressions were used. 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: crawling-peg, until 1991 and exchange rate band until 1999. 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.

Key words

Exchange rate, dollar, libor, Central bank, appreciation, depreciation, correlation.

Resumo

Depois de analisar quatro períodos: 1968-1990, 1991-2000, 2000-2006 e 2007-2018, marcados por mudanças na gestão da taxa de câmbio pelo Banco da República e a política econômica do governo, as técnicas econométricas permitem concluir que apesar da crescente abertura da economia colombiana, desde 1991, a liberalização do mercado de câmbio e fluxo de capitais, a paridade do poder de compra, começou a ser cumprida a partir do terceiro período, embora de maneira desfasada; no quarto período, à medida que o mercado de capitais e a economia consolidam-se no processo de internacionalização, a paridade começa a aparecer. Foram utilizados testes de cointegração de Johansen e regressões EGARCH. Um detalhado das estatísticas e da política econômica prova que a lentidão em atender à paridade se deve ao fato de o banco central colombiano sempre intervir no mercado para estimular a depreciação do peso: desvalorização gota a gota até 1991 e faixa de câmbio até 1999. Além disso, nos últimos anos, houve mudanças na direção do fluxo de capital internacional para a Colômbia que alteraram a taxa de câmbio mais fortemente do que as diferenças na inflação.

Palavras-chave

Taxa de câmbio, dólar, libor, banco central colombiano, valorização, depreciação, correlação.

CLASIFICACION JEL: E43, E44, F31.

Introducción

Teoría planteada por Gustav Cassel¹ en 1920 y que presenta dos versiones. La absoluta se basa en el concepto que en diferentes países, dada la existencia de mercados eficientes, libre comercio internacional y libertad de flujo de capitales, idénticos bienes deben tener solamente un precio (ley de un solo precio) lo cual es posible a que en el largo plazo se establece una tasa de cambio de equilibrio de las dos monedas igualando el poder adquisitivo de ambas. La concerniente para efectos de este trabajo es la versión relativa que explica el comportamiento de la tasa de cambio de acuerdo a las diferencias inflacionarias entre los dos países, es decir,

¹ The Present Situation of the Foreign Exchanges

que se puede pronosticar la evolución de la tasa de cambio en el largo plazo con base en la inflación de ambos. Su planteamiento básico en términos de pesos colombianos y dólares de Estados Unidos es:

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

S_t = tasa spot expresada en pesos/ dólar.

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

p_{col_t} = tasa de inflación anual colombiana determinada hoy con vigencia para el período $t + j$.

p_{eu_t} = tasa de inflación anual de Estados Unidos determinada hoy con vigencia para el período $t + j$.

La PPA al igual que la paridad de la tasa de interés, es una identidad que se debe cumplir, de lo contrario, los agentes del mercado pueden ejecutar operaciones de arbitraje, es decir, aprovechar la diferencia entre las tasas de inflación a sabiendas que una se devaluará o revalorará con respecto a la otra, comprando una divisa a bajo precio con tal de venderla a uno mayor. El mercado llevará a una tasa de equilibrio en el corto o largo plazo dependiendo de la rapidez con que se efectúe el ajuste. Dicha rapidez está determinada por la legislación sobre aspectos como: flujo de capitales, control de cambios, injerencia del gobierno o del banco central, etc. Además de la especulación, la disparidad afecta los flujos de bienes y capitales entre países: si la inflación en Colombia es mayor que la de Estados Unidos, el producto colombiano perdería competitividad frente al de Estados Unidos. De acuerdo a la PPA, el peso colombiano debería devaluarse; pasar de una tasa spot revaluada a una tasa spot futura mayor, pero si no ocurre la devaluación, el peso revaluado permitiría aumentar las importaciones disminuyendo el nivel de dólares en el país y presionar hacia la devaluación restaurándose la paridad. La inexistencia de restricciones en los mercados cambiarios y financieros ayuda a que el ajuste se efectúe rápidamente y que la paridad se restablezca.

Para aplicar la fórmula de la paridad, las variables son: IPC mensual (Diciembre 1998 = 100) de Colombia y la tasa de cambio nominal peso/dólar fin de mes, ambas series publicadas por el Banco de la República en su página web; finalmente el IPC mensual de Estados Unidos (Julio 1983 = 100) ²

Se ha hecho el análisis para cuatro períodos:

- A. **Enero 1968 - diciembre 1990.** Se pretende analizar el período que empezó con el Decreto 444 de 1967, el de la devaluación gota a gota, hasta el año anterior a la apertura económica de 1991. Período de total intervención del Gobierno en el mercado cambiario, control de cambios, restricciones al flujo capitales.
- B. **Enero 1991- diciembre 2000.** Este incluye los años en que funcionó la banda cambiaria, 1994-1999 en los cuales se dio una moderada flotación del mercado dentro de los límites de la banda cambiaria con la continua intervención del Banco de la República en el mercado. La banda implicaba una mínima y una máxima devaluación anual que era publicada por las autoridades. Sin control de cambios y libertad en el flujo de capitales con pocas restricciones.
- C. **Enero 2000 – diciembre 2006.** Las bandas cambiarias se eliminan en 1999 y aparentemente durante este período la flotación de la tasa de cambio ha sido más libre, aunque con un evidente sesgo del banco central a intervenir en pro de la devaluación como lo confirman las

² Bureau of labor Statistics. Estados Unidos. <http://www.bls.gov/cpi/>

diarias publicaciones del banco en su página web en la que publica el monto de sus operaciones cambiarias. También empieza la revaluación del peso en forma constante por causa del aumento de la entrada de dólares en el país.

D. **Enero 2007- diciembre 2018.** En este período la economía colombiana se ha integrado más a la economía global.

Se trabajó con las siguientes variables::

- LTC_t = logaritmo natural de la tasa de cambio nominal peso / dólar, fin de mes.
- $DTCN_t$ = diferencia logarítmica mensual anualizada de la tasa de cambio nominal peso/dólar, fin de cada mes.
- $LPCOL_t$ = logaritmo natural del IPC colombiano, fin de cada mes.
- $DPCOL_t$ = primera diferencia logarítmica mensual anualizada de LPCOL. Mide la tasa de inflación anual colombiana para cada fin de mes.
- $LPEU_t$ = logaritmo natural del IPC estadounidense, fin de cada mes.
- $DP_t = LPCOL_t - LPEU_t$, o primera diferencia logarítmica.

Inicialmente se usó un modelo con la variable DTCN como función de DP y dos variables **dicotómicas**, solamente fueron significativas las dicotómicas y ningún rezago de DP por lo que se procedió a estudiar cada período por separado. Las variables a pesar de ser el resultado de primeras diferencias logarítmicas no fueron estacionarias en los tres períodos, sin embargo, se trabajó con ellas. La Tabla 1 muestra las correlaciones de DTCN con DP. Las correlaciones del primer, tercer y cuarto período son positivas y las del segundo son negativas, es decir que hay posibilidades de que la paridad se haya dado para los períodos primero, tercero, cuarto y no para el segundo.

Tabla 1.

Correlación entre DTCN y DP

Período	Correlación DTCN y DP
1968-1990	0.5283
1991-2000	-0.4735
2000-2006	0.3970
2007-2018	0.5874

Fuente: Cálculos del autor.

Dado que hay cuatro períodos que analizar, se resumen los resultados de las pruebas de Phillips-Perron y ERS en la Tabla 2. Se evidencia que los órdenes de integración no siempre coinciden en ambas pruebas. La Tabla 3 muestra la prueba de Johansen y Granger para los cuatro períodos: En los tres primeros se acepta la hipótesis nula “DP no causa Granger DTCN” mientras que en el cuarto se acepta la hipótesis alternativa: DP si causa Granger DTCN con cinco rezagos. Johansen encuentra la existencia de vectores de cointegración para los períodos primero, tercero y cuarto, pero no para el segundo; en este último coincide con lo de

la correlación negativa; parece que no se dio la paridad. En el cuarto encontró cuatro vectores de Cointegración: aparentemente la paridad se dio.

Tabla 2.

Pruebas de Phillips-Perron y ERS para DTCN y DP.

Período	Variable	Significancia	PP(5%) Valor-p	Integr	ERS(5%) P-estad.	Integr
1968-1990	DTCN	Intercept, tend	0.3985	I(1)	5.7299	I(1)
	DP	Intercept, tend	0.0776	I(1)	3.0709	I(0)
1991-2000	DTCN	Intercept	0.1523	I(1)	4.3746	I(0)
	DP	Intercept, tend	0.7989	I(1)	10.2865	I(1)
2000-2006	DTCN	Ninguno	0.0905	I(1)	9.9295	I(1)
	DP	Intercept, tend	0.2239	I(1)	8.9875	I(1)
2007-2018	DTCN	Intercept, tend	0.017	I(0)	----	I(0)
	DP	Intercepto	0.0654	I(1)	1.5627	I(1)

Fuente: Cálculos del autor.

Tabla 3.

Prueba de Johansen y Granger para DTCN y DP.

Período	Johansen (No. modelos con vectores).	Granger No. rezagos	Granger Prob.(Ho)
1968-1990	Uno	5	0.7599
1991-2000	Cero	5	0.2778
2000-2006	Uno	2	0.7471
2007-2018	Cuatro	5	0.0011

Fuente: Cálculos del autor

A. Enero 1968-Diciembre 1990

En esta época de devaluación gota a gota, se supuso que la devaluación del peso (DTCN) dependería directamente de la tasa de inflación colombiana (DPCOL) o con la diferencial inflacionaria (DP) con el fin de mantener la competitividad de las exportaciones colombianas frente al dólar, sin embargo, la Figura 1 muestra que en algunos años, la tasa de devaluación se movió en dirección contraria a la inflación. Tampoco se observa una relación clara entre la DTCN y DP como lo indica la paridad de la tasa de interés; la bajísima correlación anuncia que seguramente la paridad no se dio hecho que es soportado por las pruebas de Johansen y Granger.

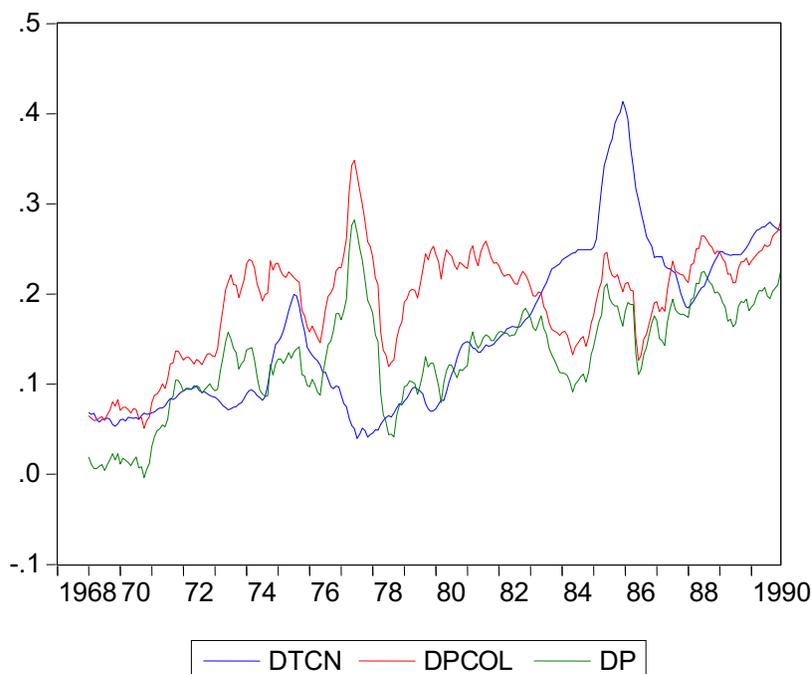


Figura 1. DTCN, DPCOL y DP. 1968.01-1990.12

Fuente: El autor.

A pesar de todo, se corrió la regresión para DTCN en función de DP rezagada hasta 36 meses: el mejor resultado que se obtuvo fue un EGARCH (1,1,0) que presentó el menor Schwarz y el máximo log-likelihood entre varias alternativas. La altísima volatilidad observada en el período es la justificación de la heterocedasticidad tipo ARCH que lleva a un EGARCH. El R-cuadrado está alrededor del 99.7%. El único coeficiente significativo de DP fue el rezagado 24 meses; coeficiente con signo positivo (como la correlación) indicando que un incremento del 1% en la diferencia entre la inflación anual colombiana con respecto a la estadounidense produjo un reajuste en la tasa de revaluación del dólar (devaluación del peso) de 0.036% después de 24 meses, hecho insignificante dado el valor del coeficiente y que corrobora totalmente que no se devaluó el peso de acuerdo al principio de la paridad del poder adquisitivo. La regresión como tal presentó alta autocorrelación serial que fue corregida como lo indica un Durbin-Watson de 1.88; la prueba F acepta la hipótesis alternativa en un 100% indicando que las regresoras en su conjunto son significativas. Ver Tabla 4

Las pruebas para los residuos arrojan resultados deficientes pues las probabilidades de aceptarlas respectivas hipótesis nulas apenas superan el 5%; la normalidad de los residuos (Jarque-Bera, probabilidad de aceptar normalidad de 9.0%), prueba ARCH (6.53% de homocedasticidad). Ver Tabla 5

En conclusión, desde el punto de vista de los resultados de la regresión se diría que la paridad del poder adquisitivo se cumplió (porque se dan los resultados requeridos por las pruebas) aunque en forma accidental; es evidente que la devaluación diaria, gota a gota, decidida por el Gobierno en forma discrecional, no se hizo lo suficientemente rápido para compensar por la inflación colombiana ni tuvo en cuenta el diferencial inflacionario entre los dos países.

Tabla 4.

EGARCH(1,1,0) para DTCN y DP. 1968.01-1990.12.

Dependent Variable: DTCN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Sample (adjusted): 1973M01 1990M12

Included observations: 216 after adjustments

Convergence achieved after 27 iterations

Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

LOG(GARCH) = C(10) + C(11)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1))) +
C(12)*LOG(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.320568	0.208480	1.537644	0.1241
DP(-24)	0.036174	0.012697	2.848978	0.0044
AR(1)	1.628668	0.060363	26.98102	0.0000
AR(2)	-0.567614	0.076105	-7.458274	0.0000
AR(5)	-0.057042	0.029602	-1.926956	0.0540
AR(10)	-0.094723	0.033176	-2.855167	0.0043
AR(12)	0.117551	0.033089	3.552559	0.0004
AR(19)	-0.059434	0.013744	-4.324359	0.0000
AR(24)	0.030071	0.008009	3.754383	0.0002
Variance Equation				
C(10)	-2.023281	0.723253	-2.797474	0.0052
C(11)	0.785407	0.280912	2.795917	0.0052
C(12)	0.872140	0.054613	15.96953	0.0000
R-squared	0.997388	Mean dependent var		0.174365
Adjusted R-squared	0.997247	S.D. dependent var		0.088352
S.E. of regression	0.004635	Akaike info criterion		-8.247439
Sum squared resid	0.004383	Schwarz criterion		-8.059924
Log likelihood	902.7235	Hannan-Quinn criter.		-8.171683
F-statistic	7081.961	Durbin-Watson stat		1.881938
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Cálculos del autor. Eviews 10.

Las ecuaciones del EGARCH (1,1,0) son:

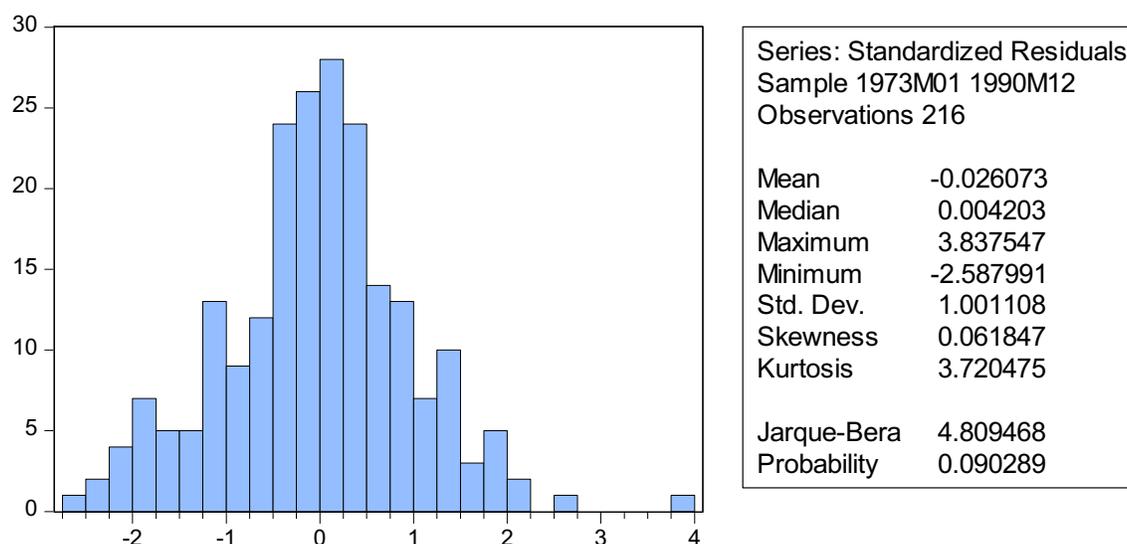
- $DTCN_t = 0.32 + 0.036*DP_{t-24} + 1.62*U_{t-1} - 0.567*U_{t-2} - 0.057*U_{t-5} - 0.094*U_{t-10} + 0.117*U_{t-12} - 0.059*U_{t-19} + 0.03*U_{t-24}$
- $\text{Log}(\sigma^2) = -2.02 + 0.785*ABS(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 0.872*\text{Log}(\sigma^2)_{t-1}$

Tabla 5.

Heterocedasticidad ARCH y Normalidad residuos: EGARCH(1,1,0)

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	3.433285	Prob. F(1,213)	0.0653
Obs*R-squared	3.410549	Prob. Chi-Square(1)	0.0648



Fuente: Cálculos del autor.

B. Enero 1991-Diciembre 2000

La Tabla 1 muestra que la correlación entre DTCN y DP fue negativa (-0.4735) por lo que seguramente los coeficientes correspondientes con DP serán negativos en la regresión, Correlación negativa a pesar de la existencia de bandas cambiarias que pretendían garantizar una devaluación con tal de mantener la competitividad de las exportaciones colombianas. Lo anterior se evidencia en la Figura 2 que muestra la alta volatilidad de la devaluación y su tendencia creciente al mismo tiempo que la tasa de inflación colombiana y el diferencial inflacionario se reducen continuamente. Recuerde el lector la inestabilidad política de este período a partir de 1994 que produjo mucha agitación en la tasa de cambio y las consecuentes intervenciones del Banco de la República para mantener la tasa de cambio por debajo del techo de la banda.

Las pruebas de Johansen y Granger muestran que no hubo relación de largo plazo entre las variables. Se corrió la regresión para DTCN en función de DP rezagada hasta 36 meses: el mejor resultado que se obtuvo fue un EGARCH (1,1,1) que presentó el menor criterio de Schwarz y el máximo log-likelihood entre varias alternativas. Nótese el signo negativo del coeficiente de DP rezagado 30 meses que fue el único coeficiente estadísticamente significativo, resultado que totalmente afirma que no se cumplió la paridad del poder adquisitivo puesto que se requiere que el signo sea positivo para que la paridad se cumpla. Ver Tabla 6.

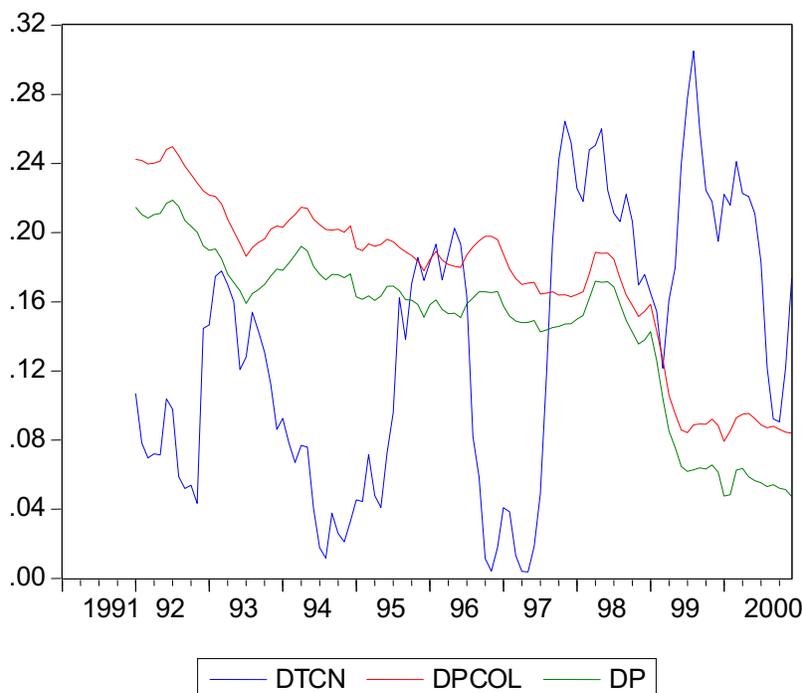


Figura 2. DTCN, DPCOL y DP. 1991.01-2000.12
Fuente: El autor.

Tabla 6.
 EGARCH(1,1,1) para DTCN y DP. 1991.01-2000.12.

Dependent Variable: DTCN
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 1995M07 2000M12
 Included observations: 66 after adjustments
 Convergence achieved after 33 iterations
 Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $\text{LOG}(\text{GARCH}) = C(6) + C(7) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1)) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + C(8) * \text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + C(9) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.583926	0.046103	12.66560	0.0000
DP(-30)	-2.573048	0.261595	-9.836010	0.0000
AR(1)	1.043578	0.041632	25.06669	0.0000
AR(3)	-0.265289	0.029222	-9.078548	0.0000
AR(12)	-0.155854	0.038245	-4.075121	0.0000
Variance Equation				
C(6)	-14.80918	0.446761	-33.14791	0.0000
C(7)	0.515522	0.201579	2.557416	0.0105
C(8)	0.160117	0.106142	1.508520	0.1314
C(9)	-0.910127	0.056913	-15.99155	0.0000
R-squared	0.903083	Mean dependent var		0.164672
Adjusted R-squared	0.889480	S.D. dependent var		0.078537
S.E. of regression	0.026109	Akaike info criterion		-4.548277
Sum squared resid	0.038857	Schwarz criterion		-4.249687
Log likelihood	159.0931	Hannan-Quinn criter.		-4.430290
F-statistic	66.39127	Durbin-Watson stat		1.712208
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Cálculos del autor.

Las ecuaciones son:

- $DTCN_t = 0.584 - 2.57 \cdot D_{t-30} + 1.04 \cdot U_{t-1} - 0.26 \cdot U_{t-3} - 0.155 \cdot U_{t-12}$
- $\text{Log}(\sigma^2) = -14.81 + 0.515 \cdot \text{ABS}(U_{t-1}/\sigma_{t-1}) + 0.16 \cdot (U_{t-1}/\sigma_{t-1}) - 0.9 \cdot \text{Log}(\sigma^2)_{t-1}$

Así no se haya cumplido la paridad, la regresión como tal es aceptable; el R-cuadrado del 90.30% es tan alto como para aceptar que las regresoras si explican el comportamiento de la dependiente; hubo presencia de autocorrelación serial que fue corregida como lo indica un Durbin-Watson de 1.72; la prueba F acepta la hipótesis alternativa en un 100% indicando que las regresoras en su conjunto son significativas. En los archivos aparecen los cuadros relacionados con la normalidad de los residuos (Jarque-Bera, probabilidad de aceptar normalidad de 31.65%), prueba ARCH (55.74 % de homocedasticidad). Ver Tabla 7

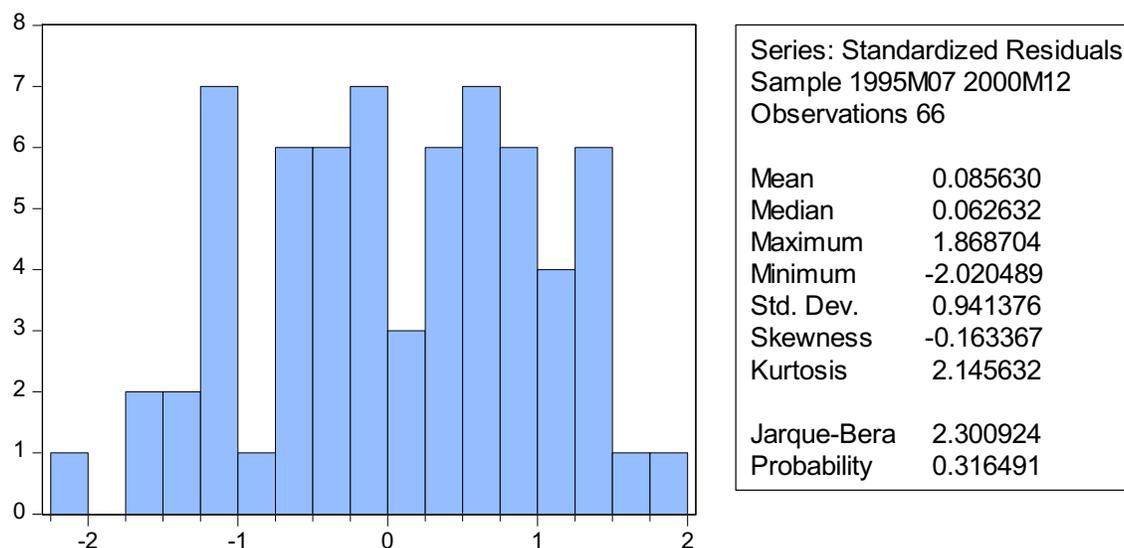
En conclusión, a pesar de las bandas cambiarias que dominaron la mitad de este período, la paridad del poder adquisitivo no se cumplió, ni siquiera con efecto rezagado como ocurrió en el período 1968-1990.

Tabla 7.

Heteroscedasticidad ARCH y normalidad residuos EGARCH(1,1,1)

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.347841	Prob. F(1,63)	0.5574
Obs*R-squared	0.356913	Prob. Chi-Square(1)	0.5502

**Fuente:** Cálculos del autor.**C. Enero 2000 - Diciembre 2006**

Hipotéticamente al dejar de existir las bandas cambiarias, la tasa de cambio debería haberse comportado de acuerdo a las fuerzas del mercado aunque el Banco de la República cumpliera su misión constitucional de estabilizar la inflación a través de su intervención en el mercado cambiario. La Tabla 1 muestra que la correlación entre DTCN con DP y DPCOL fueron positivas: 0.3970 y 0.4017 respectivamente por lo que seguramente los coeficientes de la variable DP serán positivos en la regresión, retornando la posibilidad que la paridad se haya cumplido para este lapso. La Figura 3 muestra la alta volatilidad de la devaluación, sin embargo, se observa que ambas variables en el largo plazo presentan una tendencia a caer y a encontrarse, es decir, se empieza a presentar la revaluación del peso debido a la creciente entrada de dólares por el creciente comercio internacional colombiano, el aumento de la inversión extranjera y de las remesas enviadas por los colombianos residentes en el extranjero. Ver estadísticas en página web del Banco de la República y archivos anexos. La Figura 3 permite ver que los cambios en la devaluación fueron más bruscos que la caída de la inflación anual colombiana, DPCOL.

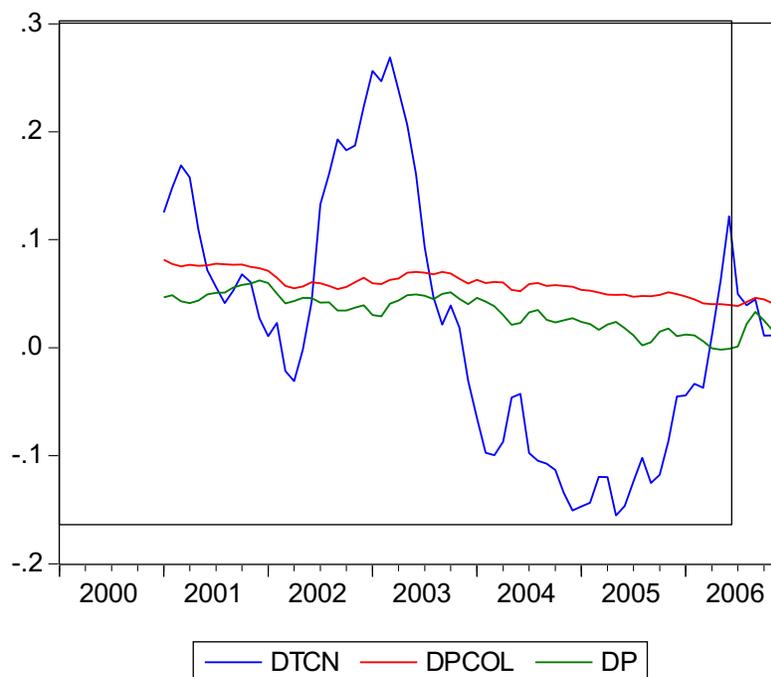


Figura 3. DTCN, DPCOL y DP. 2000.01-2006.12

Fuente: El autor.

Las pruebas de Johansen y Granger muestran que hay indicios de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables pues en una de las variedades del modelo de Johansen, se encontró al menos un vector de cointegración. Se corrió la regresión para DTCN en función de DP rezagada hasta 36 meses: el mejor resultado que se obtuvo fue un EGARCH (1,0,1) que presentó el menor Schwarz y el máximo log-likelihood entre varias alternativas.

Los resultados de la regresión permiten concluir que el mercado ajustó la devaluación del peso a la diferencia inflacionaria con rezago de 22 meses lo que es demasiado lento y hace la presencia de la paridad estadísticamente evidente aunque a un ritmo muy lento. Ver Tabla 8.

Tabla 8.

EGARCH (1,0,1) para DTCN y DP. 2001.01-2006.12.

Dependent Variable: DTCN
 Method: ML - ARCH
 Sample (adjusted): 2003M06 2006M12
 Included observations: 43 after adjustments
 Convergence achieved after 77 iterations
 Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{LOG(GARCH)} = C(5) + C(6)*\text{ABS}(\text{RESID}(-1)/\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + C(7) \\ * \text{RESID}(-1)/\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))$$

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.122608	0.012785	-9.590325	0.0000
DP(-22)	0.510095	0.107209	4.757937	0.0000
AR(1)	0.926664	0.010421	88.92539	0.0000
AR(7)	-0.078034	0.008702	-8.967512	0.0000
Variance Equation				
C(5)	-6.933781	0.296761	-23.36484	0.0000
C(6)	-1.433681	0.477702	-3.001205	0.0027
C(7)	1.717583	0.317621	5.407655	0.0000
R-squared	0.892844	Mean dependent var		-0.046783
Adjusted R-squared	0.874985	S.D. dependent var		0.081282
S.E. of regression	0.028739	Akaike info criterion		-4.770377
Sum squared resid	0.029734	Schwarz criterion		-4.483670
Log likelihood	109.5631	Hannan-Quinn criter.		-4.664648
F-statistic	49.99310	Durbin-Watson stat		1.524351
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Cálculos del autor. Eviews.

Las ecuaciones son:

- $\text{DTCN}_t = -0.122 + 0.51 * \text{DP}_{t-22} + 0.926 * \text{U}_{t-1} - 0.078 * \text{U}_{t-7}$
- $\text{Log}(\sigma^2) = -6.933 - 1.433 * \text{ABS}(\text{U}_{t-1} / \sigma_{t-1}) + 1.717 * (\text{U}_{t-1} / \sigma_{t-1})$

Los resultados de la regresión son buenos: R-cuadrado del 89.28%; el Durbin-Watson en 1.52; la prueba F acepta la hipótesis alternativa en un 100% indicando que las regresoras en su conjunto son significativas. La Tabla 9 muestra los resultados de las pruebas de los residuos; la probabilidad de aceptar la distribución normal, según el Jarque-Bera, es de 60.00% y la prueba ARCH con probabilidad de 48.52 % de homocedasticidad.

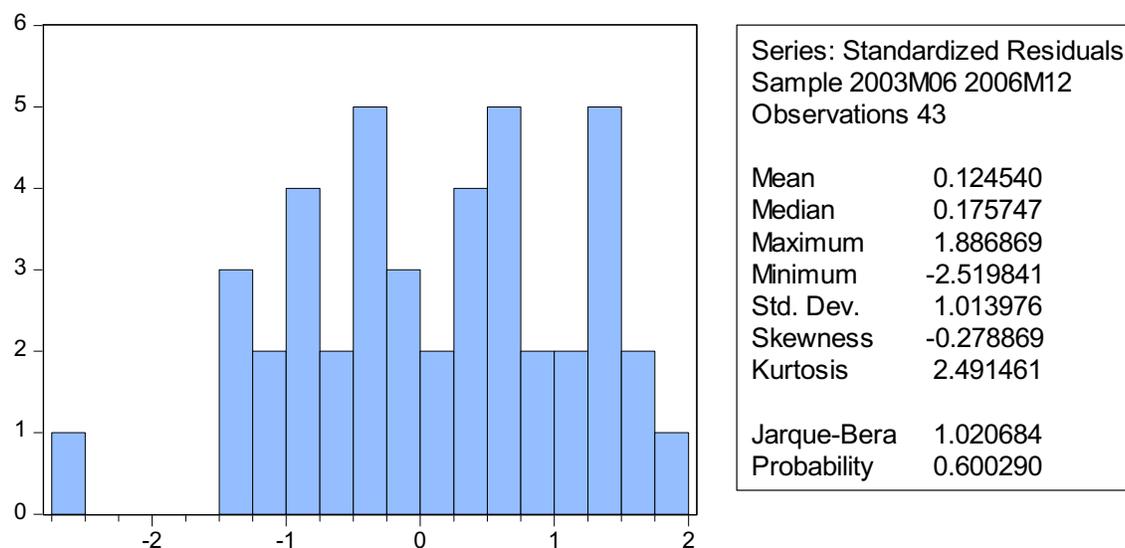
Concluyendo para este período, estadísticamente la paridad se dio aunque a un ritmo muy lento, con dos años de retraso como consecuencia de la avalancha de dólares que inundó al país; se observó una rápida revaluación del peso frente una inflación de lenta caída.

Tabla 9.

Heteroscedasticidad ARCH y normalidad residuos EGARCH(1,1,1)

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.015913	Prob. F(1,40)	0.3195
Obs*R-squared	1.040288	Prob. Chi-Square(1)	0.3078



Fuente: Cálculos del autor. Eviews.

D. Enero 2007-Diciembre 2018

La Figura 4 aparentemente no muestra relación entre las dos variables a pesar de que la correlación entre las dos variables fue relativamente alta. La Tabla 10 resume la regresión por MCO que obtuvo excelentes resultados: cambios en el diferencial inflacionario entre Colombia y Estados Unidos producen ajustes en la tasa de cambio nominal tanto en el mes actual como en el tercero rezagado. Un cambio de 1% en DP produce un efecto acumulado de 0.035%. A pesar del bajo impacto, la regresión deja ver que la paridad fue un hecho. Los residuos tienen distribución normal. Son homocedásticos y no presentan autocorrelación serial. Ver Tabla 11.

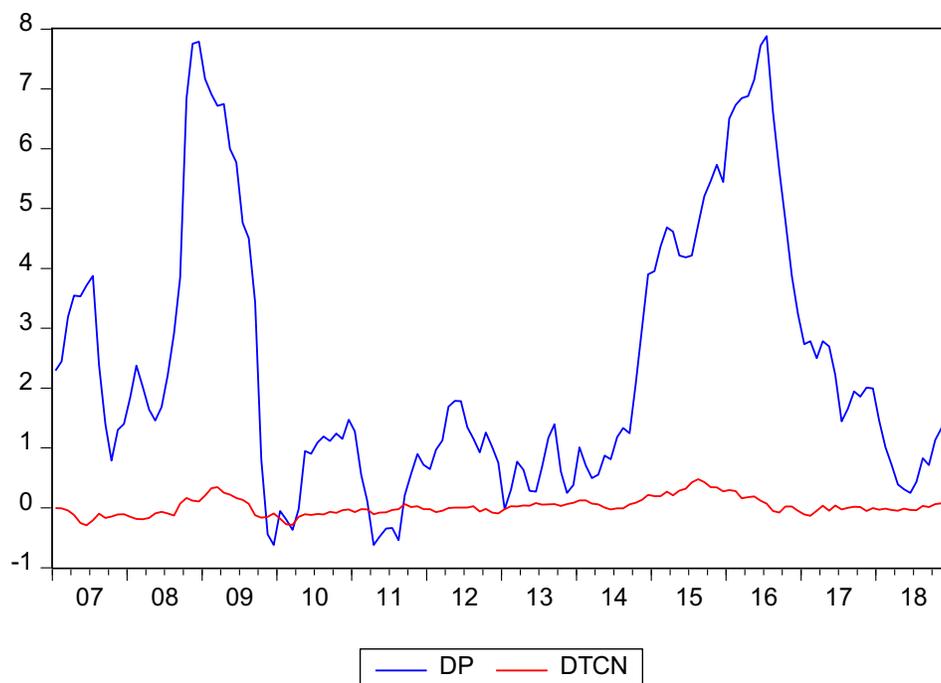


Figura 4. DP y DTCN para 2007-2018

Fuente: Cálculos del autor. Eviews 10.

Tabla 10.

MCO para DTCN y DP, 2007-2018

Dependent Variable: DTCN

Method: ARMA Generalized Least Squares (BFGS)

Sample: 2007M04 2018M12

Included observations: 141

Convergence achieved after 5 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.059351	0.033739	-1.759118	0.0808
DP	0.019710	0.007878	2.501738	0.0135
DP(-3)	0.016161	0.007782	2.076828	0.0397
AR(1)	0.915234	0.036892	24.80815	0.0000
AR(12)	-0.109748	0.034699	-3.162912	0.0019
R-squared	0.872260	Mean dependent var		0.019860
Adjusted R-squared	0.868503	S.D. dependent var		0.148546
S.E. of regression	0.053867	Akaike info criterion		-2.951805
Sum squared resid	0.394619	Schwarz criterion		-2.847239
Log likelihood	213.1022	Hannan-Quinn criter.		-2.909313
F-statistic	232.1656	Durbin-Watson stat		1.801901
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Cálculos del autor. Eviews 10.

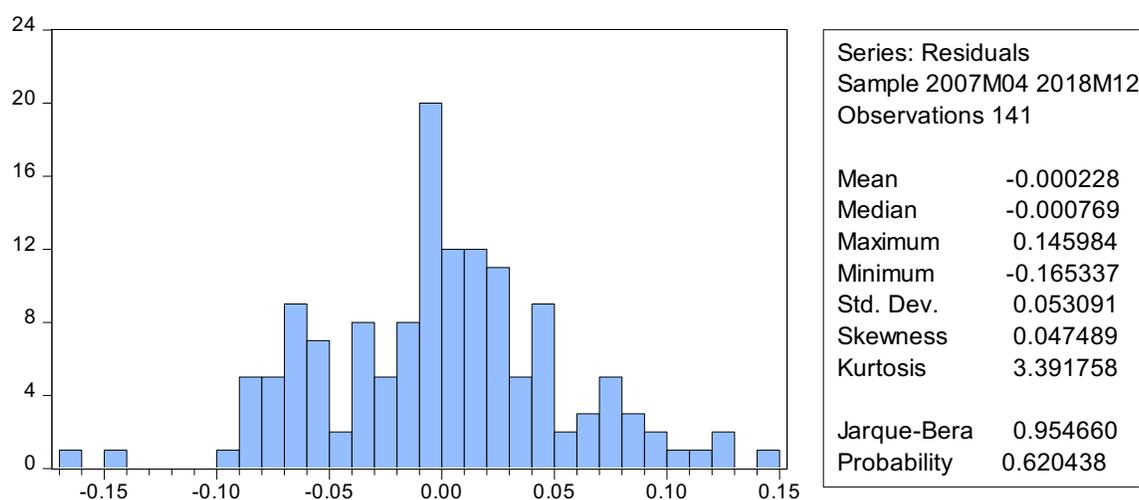
Tabla 11.**Homocedasticidad, no autocorrelación y normalidad residuos**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.660187	Prob. F(2,134)	0.1940
Obs*R-squared	3.409347	Prob. Chi-Square(2)	0.1818

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.518496	Prob. F(20,120)	0.0870
Obs*R-squared	28.47750	Prob. Chi-Square(20)	0.0986
Scaled explained SS	31.67215	Prob. Chi-Square(20)	0.0469



Fuente: Cálculos del autor. Eviews 10

Conclusión**Cumplimiento de las paridades.**

Después de analizar cuatro períodos: 1968-1990, 1991-2000, 2000-2006 y 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 aún, cuando las autoridades tuvieron total control de la tasa de cambio, no fue objetivo de las autoridades monetarias que las paridades se cumplieran; la devaluación del peso no se ajustó rápidamente al diferencial inflacionario entre Colombia y Estados Unidos, sin embargo, a medida que la economía colombiana se ha integrado al mundo, la paridad empieza a darse; difícilmente en el tercer período y más ampliamente en el cuarto.

Obviamente el comportamiento de la DTCN no depende solamente de las diferencias de las tasas de interés e inflacionarias, ya que hasta el año 2014, la abundancia de divisas presionaba hacia una revaluación del peso mientras que los diferenciales de inflación y tasas de interés presionaban ante la devaluación, por el contrario, en los últimos años la devaluación ha respondido mejor a estas los dos diferenciales y a la caída en los precios del petróleo.

Conflicto de intereses

El autor declara no tener ningún conflicto de intereses.

Referencias Bibliográficas

1. Cassel, G. (1916). The Present Situation of the Foreign Exchanges. The Economic Journal, 26(103), 319-323. <https://doi.org/10.2307/2221918>
2. Cassel, G. (1917). The Depreciation of Gold. The Economic Journal, 27(107), 346-354 <https://doi.org/10.2307/2222293>
3. Cassel, G. (1918). Abnormal Deviations in International Exchanges. The Economic Journal, 28(112), 413-415. <https://doi.org/10.2307/2223329>
4. Cassel, Gustav (1928). Post-War Monetary Stabilization, Columbia University Press, New York.
5. Echavarría, J., Vásquez, D. y Villamizar, M. (2005). La tasa de cambio real en Colombia. ¿Muy lejos del equilibrio? Borradores de Economía, 337. Recuperado de <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra337.pdf>
6. Eiteman David y Arthur I. Stonehill (2000). Las Finanzas de las Empresas Multinacionales. Editorial Addison-Wesley Iberoamericana.
7. Engle, R., & Granger, C. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. Econometrica, 55(2), 251-276. <http://dx.doi.org/10.2307/1913236>
8. Fama, E. F. (1984). Forward and spot exchange rates. Journal of Monetary Economics. 14 (3) p. 319-38. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(84\)90046-1](https://doi.org/10.1016/0304-3932(84)90046-1)
9. Gómez Mejía, Alberto. (2007). Paridad del Poder Adquisitivo. Caso Colombiano: 1981-2006. Revista Economía. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Libre, Cali. 1(1.) ISSN 2011-5741.
10. Gujarati, D., Porter, D. (2003). Econometría básica. Quinta edición. México: Ed. McGraw-Hill/Irwin, Inc. <https://scalleruizunp.files.wordpress.com/2015/04/econometria - damodar n- gujarati.pdf>
11. Huertas, C. (2002). Tasa de cambio real: Definición, equilibrio y metodología de cálculo en Colombia. Reportes del Emisor, Nro. 40. Recuperado de http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/re_40.pdf
12. Hull, John C. (2011). Options, Futures and Other Derivatives. Eighth Edition. The United States of America: Pearson Education Limited. 872 p.
13. Krueger, Anne O. (1983). Exchange-rate Determination. The United States of America: Cambridge University Press. 232 p.

14. Krugman, P., & Obstfeld, M. & Melitz, M. (2012). *International Economics: Theory and Policy*. Ninth edition. Global Edition. United Kingdom: Pearson Education Limited.
15. Meisel, Adolfo. (1994). Como determinar si el peso colombiano esta sobrevaluado o subvaluado. *Borradores de Economía*, Nro. 006, Editorial: Banco de la República. Bogotá. Recuperado de <http://www.banrep.gov.co/es/borrador-6>
16. Meredith, G. and M.D. Chinn. (2004). Monetary policy and long-horizon uncovered interest parity. *IMF Staff Papers*, 51(3): 409-30. Available in: <https://www.imf.org/External/Pubs/FT/staffp/2004/03/pdf/chinn.pdf>
17. Pindyck, Robert y Daniel Rubinfeld (2002). *Modelos econométricos y pronóstico económico*. Ed. McGraw-Hill.
18. Robert J. Carbaugh (2007). *International Economics*, 11th Edition. Cincinnati: ITP.
19. Taylor, A. (2002). A Century of Purchasing-Power Parity. *The Review of Economics and Statistics*, 84(1), 139-150. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/3211744>
20. Taylor, Mark P. (1988). An Empirical Examination of Long-run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques. *Applied Economics*, 20 (10), pp. 1369-1381. <https://doi.org/10.1080/00036848800000107>
21. Taylor, Mark P. (2003). Purchasing Power Parity. *Review of International Economics*, 11 (3) pp. 436-452. <https://doi.org/10.1111/1467-9396.00394>
22. Taylor, Mark P., David A. Peel and Lucio Sarno (2001). Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles. *International Economic Review*, 42 (4) pp. 1015-1042. <https://doi.org/10.1111/1468-2354.00144>
23. Wooldridge, Jeffrey M. (2006). *Introducción a la Econometría*. 4 edición. Un enfoque moderno. México: Editorial Thomson-Learning. 849 p. https://www.academia.edu/30200962/Introducci3n_A_La_Econometria_-_4edi_Wooldridge