

ANÁLISIS ECONOMÉTRICO

DE LA PARIDAD DEL PODER DE COMPRA EN EL PERÚ

ECONOMETRICAL ANALYSIS OF THE PURCHASING POWER PARITY IN PERU

Luis Francisco Laurente Blanco

flaurentebianco@gmail.com

Froylan Machaca Hanco

Universidad Nacional del Altiplano - Perú (UNAP)

Recibido: septiembre 02, 2020

Aceptado: octubre 15, 2020

DOI: <https://doi.org/10.38147/invneg.v13i22.100>

RESUMEN

El Perú es una economía pequeña y abierta al mundo que depende en gran medida de las transacciones con sus socios comerciales y está expuesta a shocks financieros como los creados por la crisis financiera del año 2008. La presente investigación tiene por objetivo contrastar la validez de la Paridad del Poder de Compra entre Perú y EEUU para el período 2000-2018. Para el análisis se emplea la metodología de Johansen para el contraste de relaciones de cointegración y la metodología VAR para la estimación de los parámetros de largo plazo. Los resultados revelan que no se cumple la hipótesis de la Paridad del Poder de Compra para la moneda peruana y el dólar en ninguna de sus formas funcionales planteadas, debido que los parámetros estimados para ambos casos son diferentes de la unidad rechazándose así la hipótesis de eficiencia de mercados en el largo plazo para el Perú y EEUU.

Palabras clave: Cointegración, largo plazo, VAR, índice de precios.

ABSTRACT

Peru is a small economy and open to the world that depends heavily on transactions with its business partners and is exposed to financial shocks such as those created by the financial crisis of 2008. This research aims to verify the validity of the Purchasing Power Parity between Peru and the US for the period 2000-2018. For the analysis, the Johansen methodology is used for the contrast of cointegration relationships and the VAR methodology for the modification of long-term parameters. The results reveal that the hypothesis of the Purchasing Power Parity for the Peruvian currency and the dollar is not fulfilled in any of its proposed functional forms, because the parameters estimated for both cases are different from the unit rejected by the hypothesis of long-term market efficiency for Peru and the US.

Keywords: Cointegration, long term, VAR, price index.

Clasificación/Classification JEL: C32, C51, F41

I. INTRODUCCIÓN

La Paridad del Poder de Compra (PPP) fue planteado inicialmente por el economista sueco Gustav Cassel quien planteó la teoría en el año 1920. La teoría de Cassel representa una síntesis de los trabajos de Wheatley (1807) y Ricardo (1821). La teoría de PPP se hizo popular en los años 1970 con el tipo de cambio flexible y posterior a 1980 la teoría mostró nuevas direcciones especialmente por los avance econométricos para las series no estacionarias (Chocholata, 2001). El análisis de la PPP establece que en el largo plazo, el tipo de cambio entre dos monedas debe ser igual a la relación de los niveles de precios en dos países para que un producto cualquiera tenga el mismo precio en ambos países expresado en términos de la misma moneda (Shams & Murad, 2010). Por otro lado, la PPP es interpretada también como el co-movimiento del tipo de cambio y el nivel de precios relativo de dos países y la versión de corto plazo de la PPP es el co-movimiento de las variables en el corto plazo y su dinámica en busca del equilibrio (Chocholata, 2001; Kim, 2008).

El Perú es una economía pequeña y abierta al mundo que depende fuertemente de las transacciones con sus socios comerciales, lo que conlleva que se encuentra expuesta a shocks que generan volatilidad en el tipo de cambio. De este modo, la motivación del trabajo se encuentra en la importancia de determinar el grado de desalineación del tipo de cambio nominal debido a shocks que generan volatilidad en el tipo de cambio como por ejemplo: en 2006, la ocurrencia del diferencial de tasas de interés favorables para los activos internacionales; en 2008 la crisis financiera internacional y en 2011 la existencia de una favorable diferencia de la moneda nacional generó condiciones de volatilidad del tipo de cambio (Guevara, 1997; Jaramillo & Serván, 2012). Luego, una característica común es el rechazo de la PPP en el largo plazo como un mecanismo de ajuste del mercado de capitales, lo que conlleva a una motivación para su exploración de la existencia de esta relación en el caso peruano.

El objetivo principal de esta investigación es contrastar la validez de la Paridad del Poder de Compra entre Perú y Estados Unidos (EEUU) para el período 2000-2018. Al respecto se mencionan algunos trabajos a nivel internacional que verifican la validez de la PPP; entre ellos se encuentra el trabajo pionero de Frenkel (1978) quien desarrolla la teoría de PPP; además, verifica que para Francia y Reino Unido el tipo de cambio causa en sentido de Granger a los precios, reportando que las políticas empleadas sobre el tipo de cambio tienen efectos sobre los precios en una economía. Años más tarde, Frenkel (1981) en su trabajo sobre la Paridad del Poder de Compra (PPP) para el Reino Unido, analiza la relación entre el tipo de cambio y los precios domésticos, reportando que las paridades del poder de compra pueden ser modelados por un proceso autoregresivo de primer orden. Además, indica que los tipos de cambio y el cumplimiento de la PPP son de importancia para la realización de políticas. Por otro lado, Pacheco (2017) evaluar la Paridad del Poder de Compra (PPP) para el Perú, Chile y Colombia encontrando evidencia sólo para algunos períodos de baja y mediana volatilidad; Kugler & Lenz (2014) reporta el cumplimiento de la Paridad del Poder de Compra (PPP) para las monedas: Libra, Lira, Corona noruega, Chelín austríaco, Escudo y Peseta; además, se rechaza la PPP para el Dólar estadounidense, Dólar canadiense, Corona danesa y Franco belga; Gómez (2012) encontró el cumplimiento de la PPP para las economías de México y EEUU. Asimismo, Muñoz (2011) verifica el cumplimiento de PPP para los países de Asia y de América Latina encontrando que la condición de PPP es rechazada y que es posible que la PPP se cumpla en horizonte de tiempo más amplio. Para Bangladesh, Shams & Murad (2010) reportan el rechazo de la PPP e indican que para ese país la teoría de PPP puede ser usada con tipo de cambio fijo. Kim (2008) aplica las técnicas de cointegración para verificar la PPP de largo plazo para las monedas de Italia, Francia, Japón y Reino Unido encontrando el cumplimiento de la PPP. Sideris (2004) en su trabajo para validar la PPP en el largo plazo para las monedas Dólar norteamericano, Marco alemán y Yen japonés, utiliza la metodología de Johansen encontrando una relación de largo plazo de PPP para EEUU y Alemania y también para EEUU y Japón, dando evidencia que la política monetaria de EEUU es transmitido a los precios de Alemania y Japón. Para el caso de México, Macías (2003) reporta el cumplimiento de PPP en el largo plazo. Chocholata (2001) utiliza la metodología de Johansen y Engle-Granger para verificar la PPP para Latvia y Eslovaquia y encontró que ambas metodologías no confirman la validez de la PPP en los casos analizados. Para el caso de España, Italia, Francia, Reino Unido, Alemania y Estados Unidos, Pérez & Vega (1993) encontraron evidencia del cumplimiento de la PPP con la metodología de Johansen en un contexto multivariado. Asimismo, encontraron desviación significativa de corto plazo de la PPP y un ajuste lento, esta lentitud del ajuste tiene implicancias de política, la misma que indica que los shocks nominales pueden tener costos reales persistentes en una economía.

Edison (1987) en su trabajo para el tipo de cambio dólar/libra utilizando un mecanismo de corrección de error para Reino Unido y Estados Unidos; reporta que la relación de la PPP no representa adecuadamente el tipo de cambio dólar/libra.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera: en la sección 2 se explica el marco teórico, en la sección 3 la metodología econométrica empleada, en la sección 4 se realiza la especificación del modelo a estimar, en la sección 5 se muestran los resultados, y finalmente, en la sección 6, se presentan las conclusiones más importantes del presente estudio.

II. MARCO TEÓRICO

La Paridad del Poder de Compra (PPP) es un modelo utilizado para verificar las condiciones de paridad internacional en el largo plazo, es desarrollado inicialmente por Frenkel (1976) y que tiene sus orígenes conceptuales en la Teoría Cuantitativa del Dinero desarrollada por David Ricardo. La PPP, a diferencia de la ley de un solo precio, establece que el nivel de precios de dos países debe igualarse cuando se expresan en la misma moneda, se representa con la siguiente relación:

$$E_t = \frac{P_t}{P_t^*}, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

donde E_t es el tipo de cambio en el período t , P_t es el nivel de precios de la economía doméstica y P_t^* el nivel de precios de la economía extranjera. La ecuación (1) también se puede escribir como

$$E_t = A \left(\frac{P_t}{P_t^*} \right) e^{\mu_t}, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

donde μ_t es el término de error estocástico con media cero que captura todas las desviaciones de la PPP. Aplicando logaritmos a la ecuación (2) se tiene la relación lineal siguiente:

$$e_t = a + \beta_1 p_t - \beta_2 p_t^* + \mu_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

La versión absoluta de la Paridad del Poder de Compra en la ecuación (3) establece que $a = 0$, $\beta_1 = \beta_2 = 1$ con la hipótesis nula de eficiencia de mercados en el largo plazo. Esta versión absoluta de la PPP es una hipótesis muy fuerte y pocas veces es considerada por los economistas en su análisis debido fundamentalmente que para que sea correcta esta versión los precios de ambos países deben ser medidos en una canasta de bienes similares, lo que se halla únicamente en países con similar desarrollo. Por ello diversos trabajos desarrollan la versión relativa de la Paridad del Poder de Compra que se refiere ya no a los niveles de precios sino a la relación entre las tasas de inflación y el tipo de cambio, esta versión se expresa como

$$\Delta e_t = \alpha + \beta_1 \Delta p_t - \beta_2 \Delta p_t^* + \mu_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

La ecuación (4) indica que si la inflación en la economía doméstica es mayor que la inflación en la economía extranjera, el tipo de cambio aumenta en una cantidad igual a la diferencias de las tasas de inflación. Para esta versión relativa de la PPP, la hipótesis nula de eficiencia del mercado cambiario establece que $\alpha = 0$ y $\beta_1 = \beta_2 = 1$. Reescribiendo la ecuación (4) para $\Delta p_t = \pi_t$ y $\Delta p_t^* = \pi_t^*$, donde π_t y π_t^* son las tasas de inflación doméstica y extranjera, se tiene la ecuación siguiente

$$\Delta e_t = \alpha + \beta_1 \Delta \pi_t - \beta_2 \Delta \pi_t^* + \mu_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (5)$$

Por otro lado, la Paridad del Poder de Compra en su versión relativa podría no cumplirse especialmente por la existencia de una mayor volatilidad del tipo de cambio respecto de los precios y también por la composición de las canastas de

consumo de los países. Luego, si el tipo de cambio y las tasas de inflación de los países convergen en el largo plazo, la condición de homogeneidad de precios se cumple, esto es $\beta_1 = \beta_2$, por consiguiente, si la Paridad del Poder de Compra en su versión relativa se cumple, la ecuación (5) se puede expresar como

$$\Delta e_t = \alpha + \beta(\Delta \pi_t - \Delta \pi_t^*) + \mu_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (6)$$

de este modo en el largo plazo para que el mercado cambiario sea eficiente debe cumplirse que $\alpha = 0$ y $\beta = 1$ que representa la PPP en su forma relativa.

III. METODOLOGÍA

La teoría de la Paridad del Poder de Compra indica que las series no estacionarias son conectadas mediante una relación con el término de error estacionario, es decir son cointegradas como los define Engle & Granger (1987). En el presente trabajo se testea la validez de la Paridad del Poder de Compra utilizando la metodología de Johansen (Johansen, 1988; Johansen & Juselius, 1990) para verificar primeramente el cumplimiento de la relación de largo plazo entre las series económicas y seguidamente verificar los parámetros para el cumplimiento de la PPP en su versión absoluta o relativa. Para ello se presenta la metodología y tests estadísticos necesarios para el desarrollo del documento.

Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller

La prueba ADF de Dickey & Fuller (1979) busca determinar la existencia o no de raíces unitarias en una serie de tiempo. La hipótesis nula de esta prueba es que existe una raíz unitaria en la serie. En un modelo simple autorregresivo de orden uno, AR(1):

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t$$

donde y_t es la variable de interés, t es el de tiempo, ρ es un coeficiente, y u_t es el término de error. La raíz unitaria está presente si $\rho = 1$. En este caso, el modelo no sería estacionario. El modelo de regresión puede ser escrito como:

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + u_t = \delta y_{t-1} + u_t$$

donde Δ es el operador de primera diferencia. Este modelo puede ser estimado y las pruebas para una raíz unitaria son equivalentes a pruebas $\delta = 0$ (donde $\delta = \rho - 1$). Dado que la prueba se realiza con los datos residuales en lugar de los datos en bruto, no es posible utilizar una distribución estándar para proporcionar valores críticos. Por lo tanto, esta estadística tiene una determinada distribución conocida simplemente como la tabla de Dickey & Fuller (1979).

Prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron

La prueba P-P de Phillips & Perron (1988) es una prueba de raíz unitaria utiliza en el análisis de series de tiempo para probar la hipótesis nula que una serie de tiempo sea integrada de orden 1. Se basa en la prueba de Dickey & Fuller, (1979) de que la hipótesis nula es $\rho = 0$ en $y_t = \rho y_{t-1} + u_t$, donde Δ es la primera diferencia del operador. Al igual que la prueba de Dickey-Fuller aumentada, la prueba de Phillips-Perron aborda la cuestión de que el proceso de generación de datos para y_t podría tener un orden superior de autocorrelación que es admitido en la ecuación de prueba haciendo y_{t-1} endógeno e invalidando así el Dickey-Fuller t -test. Mientras que la prueba de Dickey-Fuller aumentada aborda esta cuestión mediante la introducción de retardos de Δy_t como variables independientes en la ecuación de la prueba, la prueba de Phillips-Perron hace una corrección no-paramétrica a la estadística t -test.

Retardos óptimos

Uno de los contratos más habituales en un modelo VAR es el número de retardos que deben incluirse como variables explicativas. Hay que tener en cuenta que en cada ecuación entra un bloque de retardos de todas las variables del vector y es por esto que el número de parámetros a estimar crece muy rápido con el número de retardos. Luego, una estrategia razonable consiste en incluir el menor número de retardos que permita eliminar la autocorrelación del término de error. El contraste formal de significación de un conjunto de retardos que utiliza un estadístico de razón de verosimilitud dado por

$$\lambda = (T - k)(\ln |\Sigma_R| - \ln |\Sigma_{SR}|)$$

donde $|\Sigma_R|$ y $|\Sigma_{SR}|$ denotan los determinantes de las matrices de covarianzas de los modelos restringidos y sin restringir, respectivamente. Asimismo, para encontrar el orden del modelo VAR es necesario examinar los criterios de información que son determinados sobre el valor muestral de la función logaritmo de Verosimilitud. Los más conocidos son el Criterio de Información de Akaike (AIC), Criterio de Información de Schwartz (SBC) y el Criterio de Información de Hannan-Quinn, dados por

$$AIC = -2 \frac{l}{T} + 2 \frac{n}{T}$$

$$SBC = -2 \frac{l}{T} + n \frac{\ln(T)}{T}$$

$$Hannan - Quinn = -2 \frac{l}{T} + 2 \frac{k \ln(\ln(T))}{T}$$

siendo $l = -\frac{Tk}{2}(1 + \ln 2\pi) - \frac{T}{2} \ln |\hat{\Sigma}|$, d es el número de variables exógenas, p el orden del VAR, k el número de variables y $n = k(d + pk)$ el número de parámetros estimados en el modelo VAR. Estos estadísticos se calculan para una sucesión de modelos con distinto número de retardos y se comparan, seleccionando aquel modelo que produce un menor valor del estadístico.

Cointegración de Johansen

Para realizar la prueba de cointegración de Johansen es necesario que todas las variables económicas sean integradas de orden uno, es decir $I(1)$, entonces el siguiente paso es encontrar evidencia de una relación de largo plazo o llamado también cointegración usando la metodología de Johansen. Para más detalle de esta metodología se sugiere revisar a los autores de esta metodología Johansen (1988) y Johansen & Juselius (1990) que definieron un modelo VAR con k retardos en el proceso X ,

$$X_t = \mu + \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (7)$$

siendo ε_t es el término de error Gaussiano p -dimensional con media cero y matriz de varianza Λ , X_t es un vector de variables $I(1)$ y μ es un vector de constantes. Debido que X_t es no estacionaria, la ecuación (7) puede ser expresada un modelo de corrección de error en primeras diferencias

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (8)$$

donde $\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i)$, $i = 1, 2, \dots, k - 1$ y $\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$. La matriz de coeficientes Π contiene información respecto del largo plazo entre las variables en el vector de base de datos. Si el rango de Π es igual a p , es decir la matriz tiene rango completo, el vector X_t es estacionario. Si el rango de Π es igual a cero, la matriz es una matriz nula y la ecuación (8) corresponde a un vector de series de tiempo diferenciado. Finalmente, si $0 < r < p$ existe

r vectores de cointegración, en el caso $\Pi = \alpha\beta'$ donde α y β tienen la propiedad que $\beta'X_t$ es estacionaria, en este caso la ecuación (2) se interpreta como un Modelo Vector de Corrección de Error (MVCE).

Johansen (1988) y Johansen & Juselius (1990) derivaron el test para la hipótesis de r vectores de cointegración o $\Pi = \alpha\beta'$. El rango de cointegración, r , puede ser testeado con dos estadísticos denominados *trace* y máximo *eigenvalue*. El test estadístico de la *trace* para la hipótesis nula que existe a lo más r vectores de cointegración es calculado como

$$Trace = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

donde $\hat{\lambda}_{r+1}, \dots, \hat{\lambda}_p$ son $p - r$ eigenvalores estimados. Por otro lado, el test de máximo *eigenvalue* para la hipótesis nula de r vectores de cointegración, está dado por

$$\lambda_{m\acute{a}x} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

Ambos tests sugieren cointegración en presencia o ausencia de componentes determinísticos en el modelo dinámico.

IV. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO

a. Paridad del Poder de Compra (PPP) en su forma absoluta

Para el planteamiento de los modelos de Paridad del Poder de Compra (PPP) se siguen los resultados de Pérez & Vega (1993), Edison (1987) y Jaramillo & Serván (2012) quienes consideran incorporar el nivel de precios del sector transable; la producción nacional y la producción extranjera al modelo original de paridad de la ecuación (3). Asimismo, Jaramillo & Serván (2012) consideran la inclusión de la Paridad Descubierta de tasas de Interés (UIP) al modelo de paridad para el caso peruano. El planteamiento de los modelos econométricos de la PPP en su forma absoluta se dan a continuación

Modelo 1A: $LTC_t = \alpha_0 + \alpha_1 LIPC_t + \alpha_2 LIPCE_t + \mu_t$

Modelo 2A: $LTC_t = \alpha_0 + \alpha_1 LIPCTRANS_t + \alpha_2 LIPCTRANSE_t + \mu_t$

Modelo 3A: $LTC_t = \alpha_0 + \alpha_1 LIPC_t + \alpha_2 LIPCE_t + \alpha_3 LPBI_t + \alpha_4 LGDP_t + \mu_t$

Modelo 4A: $LTC_t = \alpha_0 + \alpha_1 LIPC_t + \alpha_2 LIPCE_t + \alpha_3 LI_t + \alpha_4 LIE_t + \mu_t$

donde $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ y α_4 son parámetros, LTC_t es el logaritmo natural del tipo de cambio en el período, $LIPC_t$ es el logaritmo natural del índice de precios del consumidor, $LIPCE_t$ es el logaritmo natural del índice de precios del consumidor de EEUU, $LIPCTRANS_t$ es el logaritmo natural del índice de precios del consumidor transable, $LIPCTRANSE_t$ es el logaritmo natural del índice de precios del consumidor de EEUU transable, $LPBI_t$ es el logaritmo natural del Producto Bruto Interno de Perú, $LGDP_t$ es el logaritmo natural del Producto Bruto de EEUU en el período, LI_t es el logaritmo natural de la tasa de interés peruano y LIE_t es el logaritmo natural de la tasa de interés de EEUU, todos evaluados en el periodo t . El término de error se representa por μ_t para todo el período t de 2000m1 a 2018m12. Luego, a priori se espera que para el cumplimiento de la PPP en su versión absoluta es necesario que los parámetros tomen los valores $\alpha_0 = 0$, $\alpha_1 = \alpha_2 = 1$ bajo la hipótesis nula de eficiencia de mercados en el largo plazo.

b. Modelo de Paridad del Poder de Compra (PPP) en su forma relativa

Para el planteamiento del modelo econométrico de la Paridad del Poder de Compra en su versión relativa dada por la ecuación (6), se siguen los avances de Pérez & Vega (1993), Edison (1987), Jaramillo & Serván (2012) y Muñoz (2011) quienes consideran una ampliación con las diferenciales del nivel de precios del sector transable; producción nacional y la producción extranjera. Así mismo, incluir la Paridad Descubierta de tasas de Interés (UIP) en variaciones al modelo (6) de la PPP en su forma relativa. Los modelos de la PPP en su versión relativa están dadas por:

$$\text{Modelo 1R: } \Delta LTC_t = \beta_0 + \beta_1(\Delta LIPC_t - \Delta LIPCE_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 2R: } \Delta LTC_t = \beta_0 + \beta_1(\Delta LIPCTTRANS_t - \Delta LIPCTTRANSE_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 3R: } \Delta LTC_t = \beta_0 + \beta_1(\Delta LIPC_t - \Delta LIPCE_t) + \beta_2(\Delta LPBI_t - \Delta LGDP_t) + \varepsilon_t$$

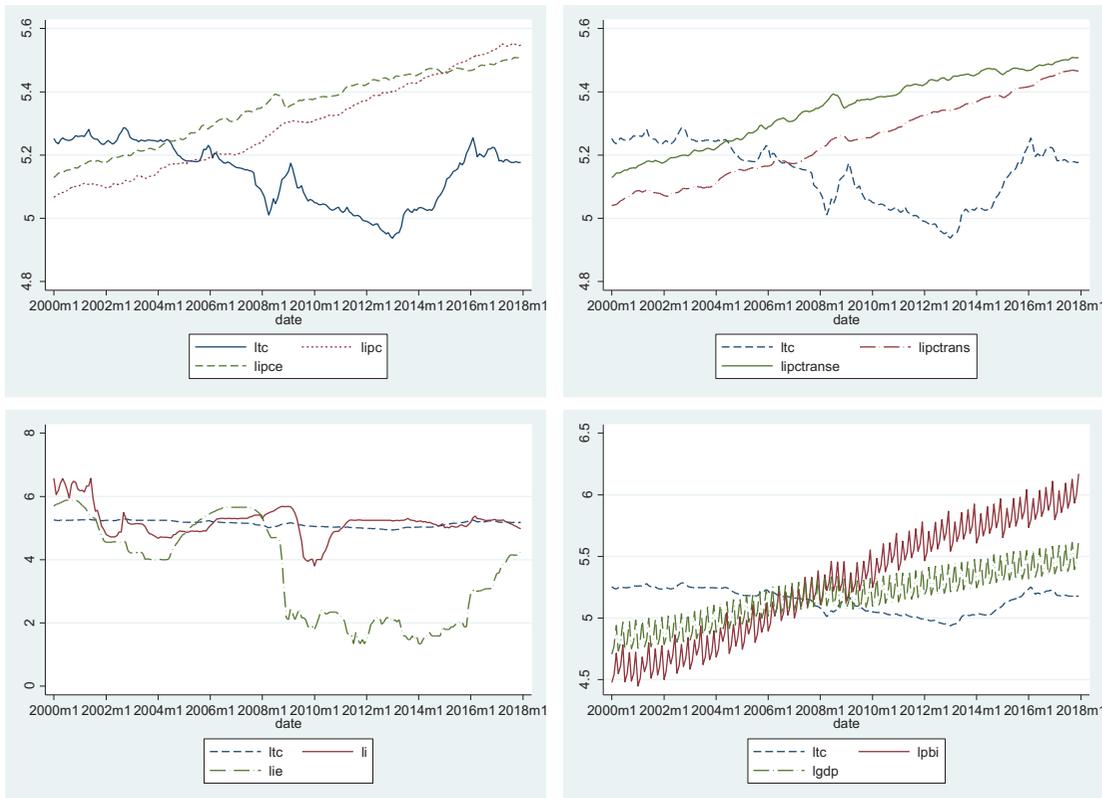
$$\text{Modelo 4R: } \Delta LTC_t = \beta_0 + \beta_1(\Delta LIPC_t - \Delta LIPCE_t) + \beta_2(\Delta LI_t - \Delta LIE_t) + \varepsilon_t$$

donde β_0, β_1 y β_2 son parámetros de los modelos, ΔLTC_t es la primera diferencia del logaritmo natural del tipo de cambio, $\Delta LIPC_t$ es la variación del logaritmo natural del índice de precios del consumidor, $\Delta LIPCE_t$ la variación del logaritmo natural del índice de precios del consumidor de EEUU, $\Delta LIPCTTRANS_t$ es la variación del logaritmo natural del índice de precios del consumidor, $\Delta LIPCTTRANSE_t$ la variación del logaritmo natural del índice de precios del consumidor de EEUU, $\Delta LPBI_t$ la variación del PBI peruano, ΔLI_t la variación del logaritmo natural de la tasa de interés y ΔLIE_t la variación de la tasa de interés de EEUU en el período t . El término de error se representa por ε_t para todo el período t de 2000m1 a 2018m12. Luego, a priori para el cumplimiento de la Paridad del Poder de Compra (PPP) en su forma relativa se requiere que $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$.

V. RESULTADOS EMPÍRICOS

Para el desarrollo de los resultados del cumplimiento de la hipótesis de la Paridad del Poder de Compra en su forma absoluta y relativa para el Perú y EEUU se tiene el desarrollo de 4 pares de modelos para evidenciar la existencia de ecuaciones de largo plazo. Para ello, el primer modelo recoge la relación de los niveles de precios con el tipo de cambio, el segundo modelo añade al anterior los precios de los bienes transables y no transables, el tercer modelo analiza la productividad como un factor adicional a la ecuación de paridad de precio y finalmente un cuarto modelo donde se presenta la unión de la Paridad del Poder de Compra y la Paridad Descubierta de Tasas de Interés. Para un total de información de 228 observaciones para el período mensual 2000 a 2018 se consideran las variables: tipo de cambio sol/dólar (TC), donde se utilizó el promedio del período interbancario (S/ por US\$); Índice de Precios al Consumidor (IPC) de Lima metropolitana, donde se utilizó el promedio índice de precios (índice 2009 = 100); Índice de Precios al Consumidor de EEUU (IPCE) se utilizó a la serie Índice de Precios al Consumidor Urbano (índice 1982=100), Índice de Precios al Consumidor transable (IPCTTRANS) se utilizó a la serie Índice de Precios al Consumidor transable (índice 2009=100); Índice de Precios al Consumidor de EEUU transable (IPCTTRANSE) se utilizó a la serie Índice de Precios al Consumidor de EEUU; Tasa de interés interbancaria (I) se utilizó la serie tasas de interés activas y pasivas promedio de las empresas bancarias en moneda nacional del Perú; Tasa de interés de EEUU (IE) se utilizó la información de la tasa de interés efectiva federal. Para la producción se utilizó la información del Producto Bruto Interno (PBI) en millones de soles y la información de la Producción Bruta de EEUU (GDP) en billones de dólares. Esta información fue extraída de la web del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP, 2018) y del Banco de la Reserva Federal de EEUU (BLS, 2018); respectivamente. Para el análisis econométrico y la aplicación del modelamiento se emplea el software STATA 14. La Figura 1 muestra la relación de las variables descritas con el tipo de cambio.

Figura 1. Evolución de las variables económicas



Fuente: Elaborado por los autores

Como primer paso de la estimación de los modelos se verifica el orden de integración de las variables de estudio. Para ello se utiliza los tests de raíz unitaria ADF propuesto por Dickey & Fuller (1979) y P-P propuesto por Phillips & Perron (1988). La Tabla 1 muestra los resultados de ambos tests calculados con intercepto y sin tendencia y con intercepto y tendencia. Dada la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria de los tests, se concluye que en niveles con intercepto y sin tendencia, las variables tipo de cambio (LTC), índice de precios al consumidor (LIPC), índice de precios al consumidor de EEUU (LIPCE), índice de precios al consumidor transable (IPCTRANS), índice de precios al consumidor de EEUU transable (IPCTRANSE), tasa de interés (I), tasa de interés de EEUU (IE), Producto Bruto Interno (LPBI) y Producción Bruta de EEUU (LGDP) tienen una raíz unitaria para las variables a un contraste de 1% de nivel de significancia estadística, lo que sugiere realizar el cálculo en primeras diferencias. Similarmente, para el cálculo considerando intercepto y tendencia, los tests de ADF y P-P indican la existencia de raíz unitaria para las variables a un contraste de 1% de nivel de significancia, lo que sugiere realizar el cálculo en primeras diferencias. Realizando los tests de estacionariedad ADF y P-P en primera diferencia, se reporta que todas las series económicas descritas son estacionarias en primera diferencia, de este modo las series en niveles son integradas de orden uno, es decir son $I(1)$, estos resultados se muestran en la tabla siguiente.

Tabla 1: Test de raíz unitaria

	Con intercepto y sin tendencia		Con intercepto y tendencia	
	Nivel	Primera diferencia	Nivel	Primera diferencia
Tipo de cambio (TC)				
Test de ADF	-1.198	-9.907**	-0.419	-9.944**
Test de PP	-1.407	-9.900**	-0.916	-9.929**
Índice de Precios al Consumidor (IPC)				
Test de ADF	0.893	-10.692**	-1.833	-10.726**
Test de PP	0.669	-10.562**	-2.069	-10.580**
Índice de Precios al Consumidor Extranjero (IPCE)				

Test de ADF	-1.958	-8.535**	-1.486	-8.581**
Test de PP	-1.653	-8.269**	-1.963	-8.307**
IPC transable (IPCTRANS)				
Test de ADF	0.345	-8.094**	-1.891	-8.075**
Test de PP	0.097	-7.959**	-2.711	-7.938**
IPC no transable (IPCTRANSE)				
Test de ADF	0.709	-12.103**	-2.083	-12.135**
Test de PP	0.696	-11.916**	-2.114	-11.946**
Tasa de interés (I)				
Test de ADF	-2.978	-12.079**	-2.762	-12.050**
Test de PP	-3.203	-12.265**	-3.057	-12.239**
Tasa de interés extranjera (IE)				
Test de ADF	-1.292	-9.189**	0.280	-9.320**
Test de PP	-1.422	-9.145**	-0.460	-9.257**
Producto Bruto Interno (PBI)				
Test de ADF	-2.580	-24.296**	-16.993	-24.239**
Test de PP	-1.567	-39.423**	-16.810	-39.313**
Producción Bruta extranjera (GDP)				
Test de ADF	-6.149	-25.075**	-21.789	-25.015**
Test de PP	-5.841	-44.123**	-21.798	-43.992**

** Indica significancia estadística al 1%

Fuente: Elaborado por los autores

Para verificar el cumplimiento de la Paridad del Poder de Compra (PPP) entre el Perú y EEUU en sus versiones absoluta y relativa, es necesario la existencia de relaciones de largo plazo entre sus determinantes. Para tal fin, el trabajo utiliza la metodología propuesta por Johansen (1988) y Johansen & Juselius (1990) mediante la estimación de los tests de la Trace y de Máximo- Eigenvalue que indican la existencia de ecuaciones de cointegración. La Tabla 2 muestra los resultados del test de la Trace y de Máximo-Eigenvalue a un valor de 5% de nivel de significancia para las ecuaciones del modelo de la PPP dadas por Modelo 1A–4A para la versión absoluta de la paridad.

Tabla 2: Test de cointegración de Johansen – PPP absoluto

Hipótesis	Estadístico	0.05		Estadístico	0.05	
		Valor Crítico	Prob.**		Max-Eigen	Valor Crítico
Modelo 1A (PPP original)						
Ninguno	16.943	29.797	0.644	11.227	21.132	0.625
A lo más 1	5.716	15.495	0.729	4.738	14.265	0.775
A lo más 2	0.978	3.841	0.323	0.978	3.841	0.323
Modelo 2A (PPP con precios transables)						
Ninguno	9.500	29.797	0.987	6.003	21.132	0.983
A lo más 1	3.497	15.495	0.940	3.469	14.265	0.911
A lo más 2	0.028	3.841	0.867	0.028	3.841	0.867
Modelo 3A (PPP con producción)						
Ninguno*	83.773	69.819	0.003	47.850	33.877	0.001
A lo más 1	35.922	47.856	0.400	20.821	27.584	0.287
A lo más 2	15.101	29.797	0.774	10.011	21.132	0.744
Modelo 4A (PPP + UIP)						
Ninguno	68.039	69.819	0.069	29.715	33.877	0.145
A lo más 1	38.324	47.856	0.288	22.147	27.584	0.213
A lo más 2	16.177	29.797	0.700	11.709	21.132	0.577

* denota rechazo de la hipótesis a un nivel de 0.05

** Mackinnon, Haug, & Michelis (1999) p-values

Los resultados indican que los determinantes del modelo de la PPP original definidos con los determinantes IPC e IPCE no guardan una relación de cointegración con el tipo de cambio, lo que no permite continuar con el desarrollo del modelo VAR para encontrar el cumplimiento de la hipótesis de paridad. Similares resultados muestran los modelos de paridad con precios transables y el modelo aumentado por la Paridad Descubierta de Tasas de Interés (UIP), quienes no guardan relación de cointegración con el tipo de cambio y por ende no cumplen con hipótesis de paridad para el sol y el dólar estadounidense. Por otro lado, el Modelo 3A definido para la paridad con nivel de producción indica la existencia de una relación de largo plazo entre sus determinantes haciendo posible la estimación VAR para el contraste de la hipótesis de paridad en su versión absoluta. Para el desarrollo del Modelo 3A se verifica la relación de causalidad de las variables económicas se utiliza el test de Causalidad de Granger propuesto por Granger (1980, 1988) donde se reporta que para un valor de significancia del 5%, el índice de precios al consumidor (LIPC), índice de precios al consumidor de EEUU (LIPCE), producción bruta peruana (LPBI) y producción bruta extranjera (LGDP) causan individualmente en sentido de Granger al tipo de cambio (LTC), esta implicancia también se cumple de modo conjunto sobre el tipo de cambio (LTC) a un nivel de significancia del 5%. Por otro lado, la variable LTC no causa en sentido de Granger a las variables enunciadas al 5% de significancia, lo que da evidencia de la dirección correcta de implicancia de las variables la misma que ayuda a estimar el Modelo de Corrección de Error (MCE). Seguidamente, estimando el Modelo de Corrección de Error (MCE) con 4 retardos dados por los estadísticos de Akaike (AIC) y Schwartz (SBIC) se obtuvo que el coeficiente de corrección de error (λ) que miden la velocidad de ajuste del modelo ante un shock en el equilibrio de largo plazo del vector de cointegración, es estadísticamente significativa y con signo negativo, lo que indica que este sistema se encuentra en equilibrio debido que el parámetro es igual a cero en términos estadísticos. Luego, el modelo de largo plazo que representa la ecuación de Paridad del Poder de Compra en su forma absoluta, queda estimada como

$$LTC_t = 17.752 + 0.600LIPC_t + 8.102LIPCE_t + 0.568LPBI_t + 2.483LGDP_t$$

(0.205) (0.000) (0.043) (0.000)

donde los signos son los esperados y resultando no significativo la variable índice de precios del consumidor extranjero (LIPCE). Asimismo, de los valores de los coeficientes se observa que el coeficiente del nivel de precios doméstico es igual a $\alpha_1 = 0.600$ y el coeficiente del nivel de precios extranjero es igual a $\alpha_2 = 8.102$, resultado ser diferentes ($\alpha_1 \neq \alpha_2 \neq 1$), lo que muestra el rechazo de la PPP en su versión absoluta para el Modelo 3A.

Para el cumplimiento de la Paridad del Poder de Compra (PPP) en su versión relativa dado por Modelo 1R-4R se verifica inicialmente la existencia de relaciones de largo plazo entre sus determinantes haciendo uso de la metodología propuesta por Johansen (1988) y Johansen & Juselius (1990) mediante los tests de la Trace y de Máximo- Eigenvalue. Los resultados se muestran en la Tabla 3 donde para un valor del 5% de significancia se reporta la existencia de ecuaciones de cointegración para los modelos de paridad planteados. En consecuencia, el modelo de la PPP en su versión relativa calculada con las variaciones del tipo de cambio y el nivel de precios nacional y extranjero tienen hasta dos ecuaciones de cointegración al igual que el Modelo 2A definido en términos de variaciones del tipo de cambio y los precios transables del Perú y EEUU, respectivamente. Asimismo, los modelos de paridad descritos en términos de variación y aumentados por las variaciones del nivel de producción nacional y extranjero muestran la existencia de tres ecuaciones cointegradas al igual que el modelo de paridad aumentada por la paridad descubierta de tasas de interés (UIP) en su forma relativa.

Tabla 3: Test de cointegración de Johansen – PPP relativo

Hipótesis	Estadístico	0.05		Estadístico	0.05	
Nº de EC(s)	Trace	Valor Crítico	Prob.**	Max-Eigen	Valor Crítico	Prob.**
Modelo 1 (PPP original)						
Ninguno*	116.906	15.495	0.000	82.878	14.265	0.000
A lo más 1*	34.028	3.841	0.000	34.028	3.841	0.556
Modelo 2 (PPP con precios transables)						
Ninguno*	113.362	15.495	0.000	75.485	14.265	0.000
A lo más 1*	37.878	3.841	0.000	37.878	3.841	0.000
Modelo 3 (PPP con producción)						
Ninguno*	188.463	29.797	0.000	108.820	21.132	0.000
A lo más 1*	79.643	15.495	0.000	50.142	14.265	0.000

A lo más 2*	29.501	3.841	0.000	29.501	3.841	0.000
Modelo 4 (PPP + UIP)						
Ninguno*	237.259	29.797	0.000	114.433	21.132	0.000
A lo más 1*	122.825	15.495	0.000	78.808	14.265	0.000
A lo más 2*	44.017	3.841	0.000	44.017	3.841	0.000

* denota rechazo de la hipótesis a un nivel de 0.05

** Mackinnon, Haug, & Michelis (1999) p-values

Para verificar el cumplimiento de la PPP en su versión relativa del Modelo 1R, se verifica el número óptimo de retardos a incluir. Siguiendo los resultados de los estadísticos Akaike (AIC) y Schwartz (SBIC) se obtuvo que el número óptimo de retardos a incluir en el modelo es de tres retardos. Luego, realizando la estimación del Modelo de Corrección de Error (MVCE) se obtuvo el modelo de largo plazo que representa la ecuación de Paridad del Poder de Compra (PPP) en su forma relativa, dada por

$$DLTC_t = -0.001 + 2.577DIFIPC_t$$

(0.000)

donde $DLTC_t$ es la primera diferencia de LTC_t y $DIFIPC_t = \Delta LIPC_t - \Delta LIPCE_t$. Los signos son los esperados, sin embargo los valores de los coeficientes del nivel de precios doméstico que da un valor de 2.577 es diferente de 1, lo que lleva a la conclusión del incumplimiento de la forma relativa de la Paridad del Poder de Compra para el caso peruano. Para el Modelo 2R se determina un número óptimo de retardos igual a dos retardos. El modelo de largo plazo obtenido por MVCE que se encuentra estimada por:

$$DLTC_t = -0.001 + 3.931DIFIPCTTRANS_t$$

(0.000)

donde $DIFIPCTTRANS_t = \Delta LIPCTTRANS_t - \Delta LIPCTRANSE_t$. Los signos son los esperados, sin embargo los valores de los coeficientes del nivel de precios doméstico que da un valor de $\beta_1 = 3.931$ es diferente de 1, lo que lleva a la conclusión del incumplimiento de la forma relativa de la Paridad del Poder de Compra. El Modelo 3R se calcula con tres retardos y posterior a la estimación del MVCE se encontró el modelo de largo plazo dado por

$$DLTC_t = 0.019 - 3.045DIFIPC_t - 5.332DIFPBI_t$$

(0.109) (0.000)

donde $DIFIPC_t = \Delta LIPC_t - \Delta LIPCE_t$ y $DIFPBI_t = \Delta LPBI_t - \Delta LGDP_t$. Los signos son los esperados, sin embargo los valores de los coeficientes del nivel de precios doméstico da un valor de $\beta_1 = -3.045$ es diferente de 1, lo que lleva a la conclusión del incumplimiento de la forma relativa de la Paridad del Poder de Compra para el caso peruano. Finalmente, el Modelo 4R se calcula con tres retardos óptimos y el modelo de largo plazo que representa la ecuación de Paridad del Poder de Compra en su forma relativa está dada por,

$$DLTC_t = -0.001 + 5.024DIFIPC_t - 0.082DIFI_t$$

(0.000) (0.000)

donde $DIFIPC_t = \Delta LIPC_t - \Delta LIPCE_t$ y $DIFI_t = \Delta LI_t - \Delta LIE_t$. Los signos son los esperados, sin embargo los valores de los coeficientes del nivel de precios doméstico que da un valor de $\beta_1 = 5.024$ es diferente de 1, lo que lleva a la conclusión del incumplimiento de la forma relativa de la Paridad del Poder de Compra para el caso peruano. Los resultados encontrados se encuentran en la Tabla 4.

Tabla 4. Resumen de los modelos de Paridad del Poder de Compra (PPP)

Modelos	¿Existe cointegración	¿Cumple la Paridad del
---------	-----------------------	------------------------

	entre sus variables?	Poder de Compra?
FORMA ABSOLUTA		
Modelo 1A (PPP original)		
$LTC_t = \alpha_0 + \alpha_1 LIPC_t + \alpha_2 LIPCE_t + \mu_t$	No	No cumple
Modelo 2A (PPP con precios transables)		
$LTC_t = \alpha_0 + \alpha_1 LIPCTRANS_t + \alpha_2 LIPCTRANSE_t + \mu_t$	No	No cumple
Modelo 3A (PPP con producción)		
$LTC_t = \alpha_0 + \alpha_1 LIPC_t + \alpha_2 LIPCE_t + \alpha_3 LPBI_t + \alpha_4 LGDP_t + \mu_t$	Si	No cumple
Modelo 4A (PPP + UIP)		
$LTC_t = \alpha_0 + \alpha_1 LIPC_t + \alpha_2 LIPCE_t + \alpha_3 LI_t + \alpha_4 LIE_t + \mu_t$	No	No cumple
FORMA RELATIVA		
Modelo 1R (PPP original)		
$\Delta LTC_t = \beta_0 + \beta_1 (\Delta LIPC_t - \Delta LIPCE_t) + \varepsilon_t$	Si	No cumple
Modelo 2R (PPP con precios transables)		
$\Delta LTC_t = \beta_0 + \beta_1 (\Delta LIPCTRANS_t - \Delta LIPCTRANSE_t) + \varepsilon_t$	Si	No cumple
Modelo 3R (PPP con producción)		
$\Delta LTC_t = \beta_0 + \beta_1 (\Delta LIPC_t - \Delta LIPCE_t) + \beta_2 (\Delta LPBI_t - \Delta LGDP_t) + \varepsilon_t$	Si	No cumple
Modelo 4R (PPP + UIP)		
$\Delta LTC_t = \beta_0 + \beta_1 (\Delta LIPC_t - \Delta LIPCE_t) + \beta_2 (\Delta LI_t - \Delta LIE_t) + \varepsilon_t$	Si	No cumple

Fuente: Elaborado por los autores en base a resultados de Stata

VI. CONCLUSIONES

El presente trabajo busca contrastar la validez de la Paridad del Poder de Compra (PPP) entre el Perú y Estados Unidos para el período 2000-2018, para tal fin se verifica el cumplimiento de la PPP en su forma absoluta y relativa para diferentes formas funcionales propuestas por las investigaciones más recientes en la ciencia económica que incluyen los determinantes del sector transable, del sector producción y la paridad descubierta de tasas de interés. Para los resultados se hace uso de la metodología de Johansen para la verificación de existencia de relaciones de largo plazo y la aplicación del Modelo Vector de Corrección de Error (MVCE) para hallar las ecuaciones respectivas. De los resultados, se encontró que para los cuatro modelos de la versión absoluta de PPP el único modelo que muestra cointegración entre sus determinantes fue el modelo de la PPP añadido por el sector producción, los otros modelos muestran la inexistencia de ecuaciones de cointegración para sus determinantes. Luego, verificando el cumplimiento de la Paridad del Poder de Compra en su forma absoluta, se encontró que ningún modelo da evidencia del cumplimiento de esta hipótesis ya que sus coeficientes de los niveles de los precios nacional y extranjero, aunque presentan los signos esperados, son diferentes de a la unidad, lo que en efecto lleva a la conclusión del incumplimiento de la hipótesis de equilibrio del mercado en el largo plazo para el caso peruano. Por otro lado, estimando la PPP en su forma relativa se encontró relaciones de largo plazo entre sus determinantes, sin embargo los modelos no cumplen la Paridad del Poder de Compra (PPP) ya que los coeficientes del diferencial de precios son diferentes de la unidad, lo que lleva a la conclusión del incumplimiento de la forma relativa de la Paridad del Poder de Compra entre Perú y EEUU. Finalmente, el trabajo encontró que no se cumple la hipótesis de la Paridad del Poder de Compra para la moneda peruana y el dólar en ninguna de sus formas funcionales desarrolladas, debido que los parámetros estimados para ambos casos son diferentes de la unidad, con lo que se rechaza la hipótesis de eficiencia de mercados en el largo plazo para el Perú y EEUU en el período de estudio dado. Similares resultados muestran los trabajos de Jaramillo & Serván (2012) y Muñoz (2011) en su investigación para el caso peruano. Por otro lado, es posible que dicha paridad entre Perú y EEUU se cumpla en un horizonte de tiempo más grande.

REFERENCIAS

- BCRP. (2018). Sistemas de Consultas Estadísticas, varios años. Retrieved March 6, 2018, from <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/>
- BLS. (2018). Consumer Price Index (CPI) Databases: U.S. Bureau of Labor Statistics. Retrieved September 10, 2018, from <https://www.bls.gov/cpi/data.htm>
- Chocholata, M. (2001). Purchasing Power Parity and Cointegration: Evidence from Latvia and Slovakia. *Ekonomický Časopis*, (1), 51–60.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Edison, H. (1987). Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar/Pound Exchange Rate (1890-1978). *Journal of Money, Credit and Banking*, 19(3), 376–387.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Frenkel, J. A. (1976). A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence. *The Scandinavian Journal of Economics*, 78(2), 200. <https://doi.org/10.2307/3439924>
- Frenkel, J. A. (1978). Purchasing power parity. Doctrinal perspective and evidence from the 1920s. *Journal of International Economics*, 8(2), 169–191. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(78\)90021-1](https://doi.org/10.1016/0022-1996(78)90021-1)
- Frenkel, J. A. (1981). Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of “News”: Lessons from the 1970s. *Journal of Political Economy*, 89(4), 665. <https://doi.org/10.1086/260998>
- Gómez, M. (2012). *Análisis de la Paridad del Poder de Compra: Evidencia Empírica entre México y Estados Unidos* (Vol. 27).
- Granger, C. W. J. (1980). Testing for causality. A personal viewpoint. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2(C), 329–352. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(80\)90069-X](https://doi.org/10.1016/0165-1889(80)90069-X)
- Granger, C. W. J. (1988). Some recent development in a concept of causality. *Journal of Econometrics*, 39(1–2), 199–211. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(88\)90045-0](https://doi.org/10.1016/0304-4076(88)90045-0)
- Guevara, G. (1997). *Política Monetaria del Banco Central: Una perspectiva histórica*.
- Jaramillo, M., & Serván, S. (2012). *Modeling exchange rate dynamics in Peru: A cointegration approach using the UIP and PPP*. Lima, Perú.
- Johansen, Søren. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Johansen, Soren, & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications To the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- Kim, Y. (2008). Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, 22(4), 491–503.
- Kugler, P., & Lenz, C. (2014). Multivariate Cointegration Analysis and the Long-Run Validity of PPP. *The Review of Economics and Statistics*, 75(1), 180–184.
- Macías, A. (2003). Tipo de cambio y paridad del poder de compra en México. *Comercio Exterior*, 53(9), 820–831.