

---

ANÁLISIS ECONOMÉTRICO DE LA PARIDAD  
DEL PODER DE COMPRA EN PERÚ

Econometrical analysis of the  
purchasing power parity in Peru

Luis Francisco Laurente Blanco  
Froylan Machaca Hanco

---

## Research Article

# ANÁLISIS ECONOMETRICO DE LA PARIDAD DEL PODER DE COMPRA EN PERÚ

## Econometrical analysis of the purchasing power parity in Peru

Luis Francisco Laurente Blanco<sup>a</sup>, Froylan Machaca Hancoo<sup>b</sup>

**Palabras clave:** Cointegración,  
Largo plazo, VAR, Índice de precios.

**Keywords:** Cointegration  
equations, Long term, VAR, Price  
index.

**Clasificación IEL:** C32, C51, F41

**Received:** 09/05/2020

**Accepted:** 16/07/2020

**Published:** 04/09/2020

a. Luis Francisco Laurente Blanco  
flaurenteblanco@gmail.com  
Facultad de Ingeniería Económica, Universidad  
Nacional del Altiplano - Perú (UNAP)  
Centro de Investigaciones en Ciencias y  
Análisis Económico (CIAE)  
[Orcid: 0000-0002-8531-3959](https://orcid.org/0000-0002-8531-3959)

b. Froylan Machaca Hancoo  
fmachacah45@gmail.com  
Facultad de Ingeniería Económica, Universidad  
Nacional del Altiplano - Perú (UNAP)  
[Orcid: 0000-0002-6435-5199](https://orcid.org/0000-0002-6435-5199)

## Resumen

Perú es una economía pequeña y abierta al mundo dependiente en gran medida de las transacciones con sus socios comerciales que la exponen a shocks externos como la crisis financiera del año 2008 o el shock de tasas de interés de 2006 que afectaron directamente el comportamiento del tipo de cambio. Por tanto, el objetivo de la presente investigación fue contrastar la validez de la paridad del poder de compra entre Perú y Estados Unidos en el período 2000-2019, a partir de las formas funcionales de la ecuación de paridad en sus formas absoluta y relativa. Para el análisis de contraste de relaciones de cointegración se empleó la metodología de Johansen; para el cálculo de los parámetros de largo plazo, la estimación de modelos de vectores autorregresivos. Los resultados revelan que no se cumple la hipótesis de la paridad del poder de compra para el sol peruano ni para el dólar estadounidense en ninguna de sus formas funcionales planteadas. Esto se debe a que los parámetros estimados para la paridad absoluta y para la relativa son diferentes de la unidad, lo que rechaza así la hipótesis de eficiencia de mercados en el largo plazo tanto para el Perú como para Estados Unidos.

## Abstract

Peru is a small economy open to the world, highly dependent on transactions with its trading partners that expose it to external shocks such as the financial crisis of 2008 or the shock of interest rates in 2006 that directly affect the behavior of the rate exchange. Therefore, the objective of this research was to

contrast the validity of purchasing power parity between Peru and the United States in the period 2000–2019 from the functional forms of the parity equation in its absolute and relative forms. For the contrast analysis of cointegration relationships, the Johansen methodology was used; for the calculation of long-term parameters, the modification of autoregressive vector models. The results reveal that the purchasing power parity hypothesis for the Peruvian sol and for the US dollar is not fulfilled in any of its functional forms. This is due to the parameters estimated for absolute and relative parity being different from unity, thus rejecting the hypothesis of market efficiency in the long term for both Peru and the United States.

## 1. Introducción

La teoría de la paridad del poder de compra (PPP, por sus siglas en inglés) fue planteada en principio por el economista sueco Gustav Cassel en el año 1920. Esta teoría representa una síntesis de los trabajos de [Wheatley \(1807\)](#) y [Ricardo \(1821\)](#) y se hizo popular en los años setenta con el tipo de cambio flexible, en especial por los avances 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 los dos países para que un producto cualquiera tenga el mismo precio en ambos países, pero expresado en términos de la misma moneda ([Shams & Murad, 2010](#)). Por otro lado, la PPP es interpretada también como el comovimiento del tipo de cambio y el nivel de precios relativo de dos países y la versión de corto plazo de la PPP es el comovimiento de las variables en el corto plazo y su dinámica en busca del equilibrio ([Chocholata, 2001; Kim, 2008](#)).

Perú es una economía pequeña y abierta al mundo que depende fuertemente de las transacciones con sus socios comerciales, en especial con Estados Unidos. Esto conlleva una exposición a shocks de tipo internacional, como los registrados en 2006 por el diferencial de tasas de interés en activos internacionales, o en 2008 por la crisis financiera mundial, que generaron condiciones de volatilidad en el tipo de cambio peruano. En este sentido, una característica común de los países que experimentaron shocks internacionales es el rechazo de la PPP en el largo plazo, pues esta funciona como un mecanismo de ajuste del mercado de capitales trasladando cualquier desalineamiento de la economía al tipo de cambio ([Guevara, 1999; Jaramillo y Serván, 2012](#)).

Así pues, el objetivo principal de esta investigación fue contrastar la validez de la PPP entre Perú y Estados Unidos para el período 2000–2019. 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 \(1978\)](#). Este autor desarrolla la teoría de la PPP y, además, verifica que para Francia y Reino Unido el tipo de cambio causa en sentido de Granger 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 PPP para el Reino Unido, analizó la relación entre el tipo de cambio y los precios domésticos; y reportó las paridades de la PPP pueden ser modeladas por un proceso autorregresivo de primer orden. Además, indicó que los tipos de cambio y el cumplimiento de la PPP son de importancia para la realización de políticas. Por otro lado, [Pacheco \(2017\)](#) evaluó la PPP para Perú, Chile y Colombia y encontró evidencia para algunos períodos de baja y mediana volatilidad. [Kugler y Lenz \(2014\)](#) reportaron el cumplimiento 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 y Rodríguez \(2012\)](#) reportaron el cumplimiento de la PPP para las economías de México y Estados Unidos. Asimismo, [Muñoz \(2011\)](#) verificó el cumplimiento de PPP para los países de Asia y de América Latina y encontró que la condición de PPP es rechazada y que es posible que esta se cumpla en un horizonte de tiempo más amplio. [Shams y Murad \(2010\)](#) reportaron para Bangladesh

el rechazo de la PPP e indicaron que para ese país la teoría de la PPP puede ser usada con tipo de cambio fijo. [Kim \(2008\)](#) aplicó las técnicas de cointegración para verificar la PPP de largo plazo para las monedas de Italia, Francia, Japón y Reino Unido y encontró el cumplimiento de la PPP. [Sideris \(2004\)](#), en su trabajo para validar la PPP en el largo plazo para las monedas dólar estadounidense, marco alemán y yen japonés, utilizó la metodología de Johansen y encontró una relación de largo plazo de la PPP para Estados Unidos y Alemania y también para Estados Unidos y Japón, lo que evidencia que la política monetaria de Estados Unidos es transmitida a los precios de Alemania y Japón. Para el caso de México, [Macías \(2003\)](#) reportó el cumplimiento de la PPP en el largo plazo. [Chocholata \(2001\)](#) utilizó 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 y Vega \(1993\)](#) reportaron evidencia del cumplimiento de la PPP con la metodología de Johansen en un contexto multivariado. [Edison \(1987\)](#) en su trabajo para el tipo de cambio dólar/libra, con un mecanismo de corrección de error para Reino Unido y Estados Unidos, reportó que la relación de la PPP no representa de manera adecuada el tipo de cambio dólar/libra.

Luego de esta introducción, el resto del documento se organiza de la siguiente manera: en la sección dos se explica el marco teórico que sustenta el trabajo; en la sección tres la presenta la metodología econométrica empleada para la estimación y contraste; en la sección cuatro se realiza la especificación del modelo de la PPP en sus versiones absoluta y relativa; en la sección cinco se muestran los resultados de la estimación de las formas funcionales; y, por último, en la sección seis, se presentan las conclusiones más importantes del presente estudio.

## 2. Marco teórico

La PPP es un modelo utilizado para verificar la condición de paridad internacional de dos monedas en el largo plazo. Fue desarrollada inicialmente en principio por [Frenkel \(1976\)](#) con sus orígenes conceptuales en la teoría cuantitativa del dinero desarrollada por David Ricardo ([Ricardo, 1821](#)). 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 y, se representa con la siguiente relación de paridad:

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

donde  $E_t$  es el tipo de cambio,  $P_t$  es el nivel de precios de la economía doméstica y  $P_t^*$  el nivel de precios de la economía extranjera, todos evaluados en un período  $t=1, 2, \dots, n$ . 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  $\mu_t$  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:

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

donde las variables en minúsculas representan las variables transformadas a logaritmo. La relación de la PPP presenta dos versiones: la versión absoluta y la relativa. La versión absoluta de la PPP en la ecuación (3) establece como hipótesis de largo plazo valores  $\alpha=0$ ,  $\beta_1=\beta_2=1$ , equivalente a 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 sobre todo a que, para que sea correcta esta versión, los precios de ambos países deben ser medidos en una canasta de bienes similares, lo que resulta solo en países con desarrollo similar. Por esta razón, diversos trabajos desarrollan la versión relativa de la PPP. Esta versión de la PPP ya no considera los niveles de precios; en su lugar resalta la relación entre las tasas de inflación y el tipo de cambio. Esta versión se expresa como

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

donde  $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$  describe la primera diferencia de la variable  $x_t$  para el período  $t=1, 2, \dots, n$ . La ecuación (4) indica que si la inflación  $\Delta p_t$  en la economía doméstica es mayor que la inflación en la economía extranjera  $\Delta p_t^*$ , el tipo de cambio aumenta en una cantidad igual a la diferencia de las tasas de inflación. Para la versión relativa de la PPP dada en la ecuación (4), la hipótesis nula de eficiencia del mercado cambiario establece que  $\alpha=0$  y  $\beta_1=\beta_2=1$ . Al reescribir la ecuación (4) para  $\Delta p_t = \pi_t$  y  $\Delta p_t^* = \pi_t^*$ , donde  $\pi_t$  y  $\pi_t^*$  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 PPP en su versión relativa podría no cumplirse, en especial, 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 PPP en su versión relativa se cumple, entonces la ecuación (5) se puede expresar en términos de brechas como

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

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

### 3. Metodología

La teoría de la PPP indica que las series no estacionarias se conectan mediante una relación con el término de error estacionario, es decir son cointegradas como lo definen [Engle y Granger \(1987\)](#). En el presente trabajo se testea la validez de la PPP utilizando la metodología de Johansen ([Johansen, 1988](#); [Johansen y Juselius, 1990](#)) para verificar en principio el cumplimiento de la relación de largo plazo entre las series económicas y, acto seguido, verificar los parámetros para el cumplimiento de la PPP en su versiones absoluta y relativa. A continuación se presenta la metodología y las pruebas estadísticas necesarias para el desarrollo del documento.

#### 3.1 Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentada

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

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

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

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

donde  $\Delta$  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 y Fuller \(1979\)](#).

#### 3.2 Prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron

La prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron (P-P) es una prueba de raíz unitaria utilizada en el análisis de series de tiempo para probar la hipótesis nula de que una serie de tiempo no es estacionaria ([Phillips y Perron, 1988](#)). Se basa en la prueba ADF de que la hipótesis nula es  $\rho=0$  en  $y_t = \rho y_{t-1} + \mu_t$ , donde  $\Delta$  es la primera diferencia del operador. Al igual que la prueba ADF, la prueba P-P aborda la cuestión de que el proceso de generación de datos para podría tener un orden superior de autocorrelación que es admitido en la ecuación de prueba, lo que hace  $y_{t-1}$  endógeno e invalida así el Dickey-Fuller  $t$ -test. Mientras que la prueba ADF aborda esta cuestión mediante la introducción de retardos de  $\Delta y_t$  como variables independientes en la ecuación de la prueba, la prueba P-P hace una corrección no-paramétrica a la estadística  $t$ -test.

### 3.3 Retardos óptimos

Uno de los contrastes más habituales en un modelo de vectores autorregresivos (VAR) es 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; por esto, el número de parámetros que serán estimados crece muy rápido con el número de retardos. Sin embargo, 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 está dado por

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

donde  $|\Sigma_R|$  y  $|\Sigma_{SR}|$  describen los determinantes de las matrices de covarianzas de los modelos restringidos y sin restringir, respectivamente. Asimismo, para hallar 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, por sus siglas en inglés), criterio de información de Schwartz (SBC, por sus siglas en inglés) y el Criterio de Información de Hannan-Quinn, dados por

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

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

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

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

### 3.4 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, llamada también cointegración, usando la metodología de Johansen,<sup>1</sup> que definió un modelo VAR con  $k$  retardos en el proceso :

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

<sup>1</sup> Para más detalle, se sugiere revisar los trabajos de los autores de esta metodología: Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990).

siendo  $\varepsilon_t$  el término de error Gaussiano  $p$ -dimensional con media cero y matriz de varianzas  $\Lambda$ ,  $X_t$  un vector de variables  $I(1)$  y  $\mu$  un vector de constantes. Debido a que  $X_t$  es no estacionaria, la ecuación (7) puede ser expresada en 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  $\Pi$  contiene información respecto del largo plazo entre las variables en el vector de base de datos. Si el rango de  $\Pi$  es igual a  $p$ , es decir la matriz tiene rango completo, el vector  $X_t$  es estacionario. Si el rango de  $\Pi$  es igual a cero, la matriz es una matriz nula y la ecuación (8) corresponde a un vector de series de tiempo diferenciado. Por último, si  $0 < r < p$  existe  $r$  vectores de cointegración, en el caso  $\Pi = \alpha\beta'$  donde  $\alpha$  y  $\beta$  tienen la propiedad de que  $\beta'X_t$  es estacionaria, en este caso la ecuación (8) se interpreta como un Modelo de Corrección de Error (MCE). Para testear la hipótesis de  $r$  vectores de cointegración o  $\Pi = \alpha\beta'$  se emplean los estadísticos de la traza y de autovalores. La prueba estadística de la traza indica en su hipótesis nula la existencia de al menos  $r$  vectores de cointegración y se calcula como

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

donde son  $p - r$  autovalores estimados. Por otro lado, la prueba de autovalores para la hipótesis nula de  $r$  vectores de cointegración; está dada por

$$\hat{\lambda}_{r+1}, \dots, \hat{\lambda}_p \quad \lambda_{\max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}).$$

Ambas pruebas sugieren cointegración en presencia o ausencia de componentes determinísticos en el modelo dinámico.

## 4. Especificación del modelo

La especificación del modelo de la PPP considera dos formatos: el primero es la paridad en su forma absoluta y el segundo en su forma relativa.

### 4.1 PPP en su forma absoluta

Para el planteamiento de los modelos de la PPP se siguen los resultados de [Pérez y Vega \(1993\)](#), [Edison \(1987\)](#) y [Jaramillo y Serván \(2012\)](#), quienes consideraron 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 y Serván \(2012\)](#) consideraron la inclusión de la paridad descubierta de tasas de interés (UIP, por sus siglas en inglés) al modelo de paridad para el caso peruano. El planteamiento de los modelos econométricos de la PPP en su forma absoluta se presenta a continuación

$$\text{Modelo 1A: } e_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 p_t^* + \mu_t$$

$$\text{Modelo 2A: } e_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_{trans,t} + \alpha_2 p_{trans,t}^* + \mu_t$$

$$\text{Modelo 3A: } e_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 p_t^* + \alpha_3 y_t + \alpha_4 y_t^* + \mu_t$$

$$\text{Modelo 4A: } e_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 p_t^* + \alpha_3 i_t + \alpha_4 i_t^* + \mu_t$$

donde  $\alpha_i, i=1, \dots, 4$  son los parámetros,  $e_t$  es el logaritmo natural del tipo de cambio,  $p_t$  es el logaritmo natural del nivel de precios doméstico,  $p_t^*$  es el logaritmo natural del nivel de precios extranjero,  $p_{trans,t}$  es el logaritmo natural del nivel de precios transables doméstico,  $p_{trans,t}^*$  es el logaritmo natural del nivel de precios del sector transable extranjero,  $y_t$  es el logaritmo natural del nivel de producción doméstica,  $y_t^*$  es el logaritmo natural del nivel de producción extranjera,  $i_t$  es la tasa de interés doméstica e  $i_t^*$  es la tasa de interés extranjera para el período  $t$ . El término de error se representa por  $\mu_t$ . *A priori* se espera que, para el cumplimiento de la PPP en su versión absoluta, los parámetros tomen los valores  $\alpha_0=0$ ,  $\alpha_1=\alpha_2=1$ , que en equivalencia indican la hipótesis nula de eficiencia de mercados en el largo plazo.

#### 4.2 PPP en su forma relativa

Para el planteamiento del modelo econométrico de la PPP en su versión relativa dada por la ecuación (6), se siguen los avances de [Pérez y Vega \(1993\)](#), [Edison \(1987\)](#), [Jaramillo y Serván \(2012\)](#) y [Muñoz \(2011\)](#) quienes consideraron una ampliación con las diferenciales del nivel de precios del sector transable, la producción nacional y la producción extranjera. Asimismo, consideraron incluir al modelo (6) la UIP en variaciones. Los modelos de la PPP en su versión relativa están dados por:

$$\Delta e_t = \beta_0 + \beta_1 (\Delta p_t - \Delta p_t^*) + \epsilon_t$$

$$\Delta e_t = \beta_0 + \beta_1 (\Delta p_{trans,t} - \Delta p_{trans,t}^*) + \epsilon_t$$

$$\Delta e_t = \beta_0 + \beta_1 (\Delta p_t - \Delta p_t^*) + \beta_2 (\Delta y_t - \Delta y_t^*) + \epsilon_t$$

$$\Delta e_t = \beta_0 + \beta_1 (\Delta p_t - \Delta p_t^*) + \beta_2 (\Delta i_t - \Delta i_t^*) + \epsilon_t$$

donde  $\beta_0, \beta_1$  y  $\beta_2$  son parámetros de los modelos,  $\Delta e_t$  es la primera diferencia del logaritmo natural del tipo de cambio,  $\Delta p_t$  es la variación del logaritmo natural del índice de precios al consumidor,  $\Delta p_t^*$  es la variación del logaritmo natural del nivel de precios extranjero,  $\Delta p_{trans,t}$  es la variación del logaritmo natural del nivel de precios del sector transable,  $\Delta p_{trans,t}^*$  es la variación del logaritmo natural del nivel

de precios del sector transable extranjero,  $\Delta y_t$  es la variación del nivel de producción doméstico,  $\Delta i_t$  es la variación del logaritmo natural de la tasa de interés y  $\Delta i_t^*$  es la variación de la tasa de interés extranjera en el período  $t$ . El término de error se representa por  $\epsilon_t$  para todo el período  $t$ . Ahora bien, para el cumplimiento de la PPP *a priori* se requiere que  $\beta_0=0$  y  $\beta_1=1$ .

## 5. Resultados empíricos

En esta sección se muestra el desarrollo de la verificación del cumplimiento de la hipótesis de la PPP en sus formas absoluta y relativa para Perú y Estados Unidos, a partir de las estimaciones econométricas descritas. En este sentido, se emplean las formas funcionales de los modelos 1A-4A, 1R-4R presentadas líneas atrás para las ecuaciones de paridad de largo plazo en sus versiones absoluta y relativa, respectivamente. En la versión absoluta, el primer modelo recoge la relación de los niveles de precios doméstico y extranjero con el tipo de cambio; el segundo modelo reemplaza los niveles de precios de la especificación anterior por 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 precios; y el cuarto modelo presenta la unión de los factores de la PPP y la UIP. Para la versión relativa de la PPP, las ecuaciones descritas con anterioridad se expresan por medio del diferencial  $\Delta$  en todas las determinantes de las formas funcionales. Además, las expresiones en brechas  $\Delta x_t - \Delta x_t^*$  hacen referencia a shocks exógenos que afectan directamente la variación  $\Delta e_t$  del tipo de cambio. La base de datos empleada para el análisis se obtuvo de la página web del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP, 2019) para el caso de las variables domésticas, y del Banco de la Reserva Federal de Estados Unidos (BLS, 2019) para las variables extranjeras. En el análisis y filtrado de la información se consideró lo siguiente: para el tipo de cambio  $e_t$ , se emplea el promedio del período interbancario soles/dólar (S/ por US\$); para el nivel de precios doméstico se emplea el Índice de Precios al Consumidor de Lima Metropolitana (2009=100); para el nivel de precios extranjero  $p_t^*$  se utiliza el Índice de Precios al Consumidor Urbano de Estados Unidos (índice 1982=100). Para el nivel de precios transable de la economía doméstica  $p_{trans,t}$  se hace uso del Índice de Precios al Consumidor transable (índice 2009=100); para el nivel de precios transable extranjero  $p_{trans,t}^*$  se emplea el Índice de Precios al Consumidor de Estados Unidos (índice 1982=100). Para las variables de producción  $y_t$  e  $y_t^*$  de las economías doméstica y extranjera, respectivamente, se emplea la información del Producto Bruto Interno (PBI) en millones de soles para el caso peruano y la información de la Producción Bruta de Estados Unidos (GDP, por sus siglas en inglés) en billones de dólares para la economía extranjera. Para el caso de la GDP, la información se transforma en unidades de soles al multiplicarla previamente por el tipo de cambio. Para la especificación de los modelos de UIP se emplea la tasa de interés doméstica  $i_t$  usando las tasas de interés activas y pasivas promedio de las empresas bancarias en moneda nacional; para la tasa extranjera  $i_t^*$  se emplea la tasa de interés efectiva federal de Estados Unidos ambas tasas son convertidas a índices para su análisis.

El paso siguiente en el procesamiento de la información estadística fue transformar todas las variables señaladas en unidades índices y en la moneda de Perú (soles). Luego, se utilizó la transformación logarítmica en base  $e$ , llamada también logaritmo neperiano  $\ln x$  para todas las variables  $x$  descritas. El período de análisis al que se hace referencia es el mensual 2000-2019, en el que se consideró un total de 228 observaciones. En la Tabla 1 se muestran las principales estadísticas descriptivas de las variables utilizadas para la estimación. Para esta finalidad se utilizó el software econométrico STATA 14®.

**Tabla 1:** Estadística descriptiva de las variables económicas 2000-2019

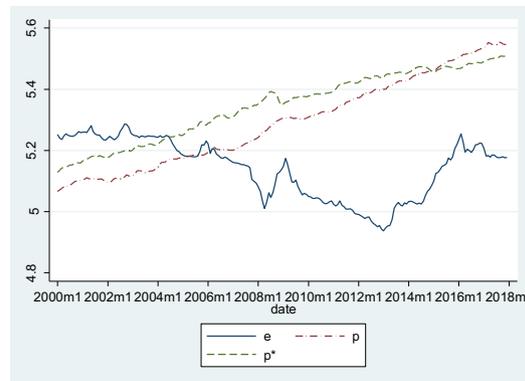
Lista de variables	Abreviatura	Obs.	Media	Desv. estánd.	Mínimo	Máximo
Tipo de cambio nominal (S/ por \$)	$e_t$	228	3,15	0,30	2,55	3,62
Índice de Precios al Consumidor (IPC)	$p_t$	228	99,80	14,86	78,75	128,10
Índice de Precios al Consumidor de EE.UU.	$p_t^*$	228	211,14	23,26	168,80	246,82
IPC del sector transable	$p_{trans,t}$	228	99,92	12,73	80,70	123,80
IPC del sector transable de EE.UU.	$p_{trans,t}^*$	228	211,14	23,26	168,80	246,82
Tasa de interés interbancaria	$i_t$	228	4,55	2,73	1,00	16,06
Tasa de interés de EE.UU.	$i_t^*$	228	1,76	2,02	0,07	6,54
Producto Bruto Interno (PBI en mill. S/)	$y_t$	228	32.706,41	14.872,5	12.669,05	70.956,52
Producción Bruta EEUU (GDP en bill. \$)	$y_t^*$	228	4.876,99	1.056,53	3.000,86	7.536,10

Fuente: elaborado por los autores.

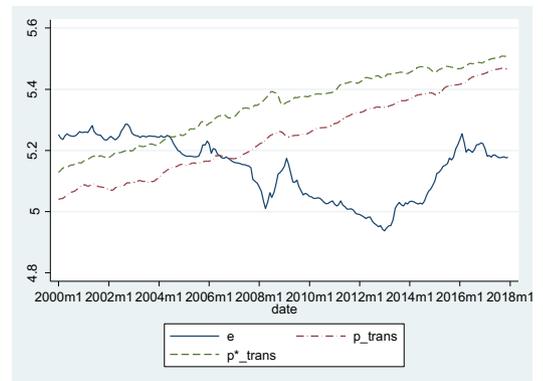
La evolución de las variables económicas y su relación con el tipo de cambio se muestran a continuación. La Figura 1(a) muestra la relación de los niveles de precios nacionales y extranjeros con el tipo de cambio. Se observa que las variables de nivel de precios tienen una relación inversa con el tipo de cambio. La Figura 1(b) muestra la relación existente entre el tipo de cambio y los niveles de precios de los sectores transables para las economías doméstica y extranjera. Esta relación es inversa. La Figura 1(c) muestra el comportamiento del tipo de cambio y las tasas de interés; la Figura 1(d) muestra el comportamiento del nivel de actividad nacional y extranjera con el tipo de cambio.

**Figura 1:** Evolución de las variables económicas

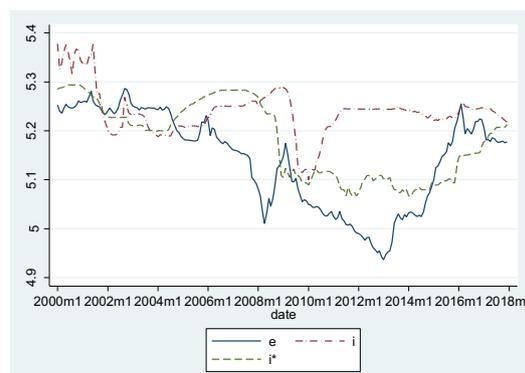
(a) Tipo de cambio vs. índices de precios



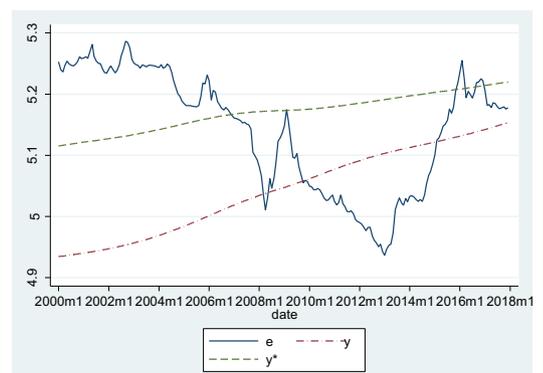
(b) Tipo de cambio vs. precios transables



(c) Tipo de cambio vs. tasas de interés



(d) Tipo de cambio vs. niveles de actividad



Fuente: elaborado por los autores.

Para la verificación del orden de integración de las variables de estudio se utilizaron las pruebas de raíz unitaria ADF, propuesta por [Dickey y Fuller \(1979\)](#); la P-P, propuesta por [Phillips y Perron \(1988\)](#), para el análisis sin quiebre estructural; y las pruebas de [Zivot y Andrews \(1992\)](#) y [Clemente, Montañés y Reyes \(1998\)](#) para el análisis con quiebre estructural. La Tabla 2 muestra los resultados de las pruebas calculadas con intercepto/sin tendencia y con intercepto/tendencia. Dada la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria de las pruebas, se verifica que, en niveles con intercepto/sin tendencia, las variables tipo de cambio  $e_t$ , nivel de precios doméstico  $p_t$ , precios extranjero  $p_t^*$ , precios al consumidor transable  $p_{trans,t}$ , precios al consumidor extranjero transable  $p_{trans,t}^*$ , tasa de interés doméstica  $i_t$ , tasa de interés extranjera  $i_t^*$ , nivel de producción doméstica  $y_t$  y producción extranjera  $y_t^*$  tienen una raíz unitaria a un contraste de 1% de nivel de significancia estadística. Similar resultado muestra el cálculo considerando intercepto/tendencia. Por otro lado, al realizar las pruebas 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 2.

Asimismo, se realiza la prueba de raíz unitaria a las variables económicas considerando los posibles quiebres estructurales. En este sentido, se utilizan las pruebas de raíz unitaria con quiebre de [Zivot y Andrews \(1992\)](#) y la prueba de [Clemente et al. \(1998\)](#) en niveles con intercepto/sin tendencia y en niveles con intercepto/tendencia. Los resultados de la prueba de Zivot-Andrews para el tipo de cambio  $e_t$  indican la existencia de raíz unitaria con intercepto y tendencia, aunque para el caso del cálculo con intercepto/tendencia indican que la serie no tiene raíz unitaria. Sin embargo, debido a que las series económicas presentan intercepto y tendencia se hace más razonable la consideración de que las series tienen una raíz unitaria o, lo que es lo mismo, no son estacionarias en niveles con intercepto/tendencia. Las demás variables consideradas también aceptan la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria con quiebre estructural para el cálculo con intercepto/ tendencia. La prueba de Clemente-Montañés-Reyes para la verificación de la existencia de raíz unitaria con quiebre muestra que las variables consideradas tienen raíz unitaria con una fecha de quiebre y con resultados muy similares como se muestra en la Tabla 2.

**Tabla 2.** Prueba de raíz unitaria

Variable	Prueba de raíz unitaria	Con intercepto y sin tendencia		Con intercepto y tendencia	
		Nivel	Primera diferencia	Nivel	Primera diferencia
$e_t$	Dickey-Fuller Aumentada	-1,198	-9,907**	-0,419	-9,944**
	Phillips-Perron	-1,407	-9,900**	-0,916	-9,929**
	Zivot-Andrews	-4,367**	--	-4,157	--
	Clemente-Montañés-Reyes	-13,241**	--	-1,416	--
$p_t$	Dickey-Fuller Aumentada	0,893	-10,692**	-1,833	-10,726**
	Phillips-Perron	0,669	-10,562**	-2,069	-10,580**
	Zivot-Andrews	-2,661*	--	-3,56	--
	Clemente-Montañés-Reyes	22,122**	--	2,323*	--
$p_t^*$	Dickey-Fuller Aumentada	-1,958	-8,535**	-1,486	-8,581**
	Phillips-Perron	-1,653	-8,269**	-1,963	-8,307**
	Zivot-Andrews	-4,403**	--	-4,634	--
	Clemente-Montañés-Reyes	24,833**	--	-0,993	--
$p_{trans,t}$	Dickey-Fuller Aumentada	0,345	-8,094**	-1,891	-8,075**
	Phillips-Perron	0,097	-7,959**	-2,711	-7,938**
	Zivot-Andrews	-3,547**	--	-4,111	--
	Clemente-Montañés-Reyes	23,052**	--	1,707	--

Variable	Prueba de raíz unitaria	Con intercepto y sin tendencia		Con intercepto y tendencia	
		Nivel	Primera diferencia	Nivel	Primera diferencia
$p_{trans,t}^*$	Dickey-Fuller Aumentada	0,709	-12,103**	-2,083	-12,135**
	Phillips-Perron	0,696	-11,916**	-2,114	-11,946**
	Zivot-Andrews	-4,403**	--	-4,634	--
	Clemente-Montañés-Reyes	24,821**	--	-0,993	--
$i_t$	Dickey-Fuller Aumentada	-2,978	-12,079**	-2,762	-12,050**
	Phillips-Perron	-3,203	-12,265**	-3,057	-12,239**
	Zivot-Andrews	-3,529	--	-3,265	--
	Clemente-Montañés-Reyes	-20,101**	--	-8,772**	--
$i_t^*$	Dickey-Fuller Aumentada	-1,292	-9,189**	0,280	-9,320**
	Phillips-Perron	-1,422	-9,145**	-0,460	-9,257**
	Zivot-Andrews	-3,744**	--	-3,852	--
	Clemente-Montañés-Reyes	-15,792**	--	-3,912**	--
$y_t$	Dickey-Fuller Aumentada	-2,580	-24,296**	-16,993	-24,239**
	Phillips-Perron	-1,567	-39,423**	-16,810	-39,313**
	Zivot-Andrews	-4,576*	--	-6,306	--
	Clemente-Montañés-Reyes	24,633**	--	1,202	--
$y_t^*$	Dickey-Fuller Aumentada	-6,149	-25,075**	-21,789	-25,015**
	Phillips-Perron	-5,841	-44,123**	-21,798	-43,992**
	Zivot-Andrews	-5,518**	--	-5,412	--
	Clemente-Montañés-Reyes	15,321**	--	-1,663	--

Nota: las pruebas ADF y P-P no consideran quiebre estructural y son calculadas con intercepto/sin tendencia y con intercepto/tendencia. Las pruebas de Zivot-Andrews y Clemente-Montañés-Reyes verifican la existencia de raíz unitaria con quiebre estructural. \*\*Indica el rechazo de la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 1% de significancia. +Indica el rechazo de la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria con quiebre estructural al 5% de significancia. --Indica el rechazo de la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria con quiebre estructural al 1% de significancia. Los puntos de quiebre estructural para Zivot-Andrews y Clemente-Montañés-Reyes son seleccionados automáticamente en la prueba.

Fuente: elaborado por los autores.

Para verificar el cumplimiento de la PPP entre Perú y Estados Unidos en sus versiones absoluta y relativa, es necesario la existencia de relaciones de largo plazo entre sus determinantes. Para tal fin, el trabajo utilizó la metodología propuesta por [Johansen \(1988\)](#) y [Johansen y Juselius \(1990\)](#) mediante la estimación de las pruebas de la traza y de autovalores que indican la existencia de ecuaciones de cointegración. La Tabla 3 muestra los resultados de la pruebas de la traza y de autovalores a un valor de 5% de nivel de significancia para las ecuaciones del modelo de la PPP dadas por los Modelos 1A–4A para la versión absoluta de la paridad.

Los resultados indican que los determinantes del modelo de la PPP original definidos con los determinantes de precios domésticos y extranjeros 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. Resultados similares muestran los modelos de paridad con precios transables y el modelo aumentado por la UIP, que no guardan relación de cointegración con el tipo de cambio y, por ende, no cumplen con la hipótesis de paridad para el sol peruano ni para 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, lo que hace posible la estimación

VAR para el contraste de la hipótesis de paridad en su versión absoluta. En este sentido, se verifica la relación de causalidad de las variables del Modelo 3A usando la prueba de causalidad de [Granger \(1980, 1988\)](#), en la que se reporta que para un valor de significancia del 5%, el nivel de precios doméstico  $p_t$ , precios extranjeros  $p_t^*$ , nivel de producción  $y_t$  y producción extranjera  $y_t^*$  causan individualmente en sentido de Granger al tipo de cambio  $e_t$ , esta causalidad también se cumple de modo conjunto sobre el tipo de cambio a un nivel de significancia del 5%. Por otro lado, la variable  $e_t$  no causa en sentido de Granger las variables enunciadas al 5% de significancia.

**Tabla 3:** Test de cointegración de Johansen – PPP absoluto

Hipótesis	Estadístico	0,05	Prob.**	Estadístico	0,05	Prob.**
Nº de EC(s)	de la traza	Valor Crítico		autovalores	Valor Crítico	
Modelo 1A (PPP original)						
$r=0$	16,943	29,797	0,644	11,227	21,132	0,625
$r \leq 1$	5,716	15,495	0,729	4,738	14,265	0,775
$r \leq 2$	0,978	3,841	0,323	0,978	3,841	0,323
Modelo 2A (PPP con precios transables)						
$r=0$	9,500	29,797	0,987	6,003	21,132	0,983
$r \leq 1$	3,497	15,495	0,940	3,469	14,265	0,911
$r \leq 2$	0,028	3,841	0,867	0,028	3,841	0,867
Modelo 3A (PPP con producción)						
$r=0^*$	83,773	69,819	0,003	4,850	33,877	0,001
$r \leq 1$	35,922	47,856	0,400	20,821	27,584	0,287
$r \leq 2$	15,101	29,797	0,774	10,011	21,132	0,744
Modelo 4A (PPP + UIP)						
$r=0$	68,039	69,819	0,069	29,715	33,877	0,145
$r \leq 1$	38,324	47,856	0,288	22,147	27,584	0,213
$r \leq 2$	16,177	29,797	0,700	11,709	21,132	0,577

\* Indica rechazo de la hipótesis nula a un nivel de 5% de significancia. El número de vectores de cointegración se escribe como  $r=0$  cuando no existe algún vector;  $r \leq 1$  cuando existe al menos un vector; y  $r \leq 2$  cuando al menos existen dos vectores. \*\* Los valores de probabilidad o *p-values* son usados de las tablas de Mackinnon et al. (1999) para la hipótesis de cointegración. Fuente: elaborado por los autores.

**Tabla 4:** Test de cointegración de Johansen – PPP relativo

Hipótesis	Estadístico	0,05	Prob.**	Estadístico	0,05	Prob.**
Nº de EC(s)	De la traza	Valor Crítico		autovalores	Valor Crítico	
Modelo 1 (PPP original)						
$r=0^*$	116,906	15,495	0,000	82,878	14,265	0,000
$r \leq 1^*$	34,028	3,841	0,000	34,028	3,841	0,556
Modelo 2 (PPP con precios transables)						
$r=0^*$	113,362	15,495	0,000	75,485	14,265	0,000
$r \leq 1^*$	37,878	3,841	0,000	37,878	3,841	0,000
Modelo 3 (PPP con producción)						
$r=0^*$	188,463	29,797	0,000	108,820	21,132	0,000
$r \leq 1^*$	79,643	15,495	0,000	50,142	14,265	0,000
$r \leq 2^*$	29,501	3,841	0,000	29,501	3,841	0,000

Hipótesis	Estadístico	0.05	Prob.**	Estadístico	0.05	Prob.**
N° de EC(s)	De la traza	Valor Crítico		autovalores	Valor Crítico	
Modelo 4 (PPP + UIP)						
$r=0^*$	237,259	29,797	0,000	114,433	21,132	0,000
$r\leq 1^*$	122,825	15,495	0,000	78,808	14,265	0,000
$r\leq 2^*$	44,017	3,841	0,000	44,017	3,841	0,000

\* Indica rechazo de la hipótesis nula a un nivel de 5% de significancia. El número de vectores de cointegración se escribe como  $r=0$  cuando no existe algún vector;  $r\leq 1$  cuando existe al menos un vector; y  $r\leq 2$  cuando al menos existen dos vectores. \*\* Los valores de probabilidad o *p-values* son usadas de las tablas de Mackinnon et al. (1999) para la hipótesis de cointegración Fuente: elaborado por los autores.

Al conocer el orden de causalidad, se estimaron los parámetros del modelo de paridad utilizando el Modelo de Corrección de Error (MCE) con cuatro retardos establecidos por los estadísticos de Akaike (AIC) y Schwartz (SBIC). De la estimación del MCE se obtuvo que el coeficiente de corrección de error ( $\lambda$ ), que mide la velocidad de ajuste del modelo ante un shock en el equilibrio de largo plazo del vector de cointegración, es estadísticamente significativo y con signo negativo, lo que indica que este sistema se encuentra en equilibrio, pues el parámetro es igual a cero en términos estadísticos. En este sentido, el modelo de largo plazo que representa la ecuación de la PPP en su forma absoluta del modelo 3A con determinantes de nivel de actividad; queda estimada como

$$e_t = 17,752 + 0,600p_t + 8,102p_t^* + 0,568y_t + 2,483y_t^*$$

(0,205) (0,000) (0,043) (0,000)

donde los signos son los esperados y el nivel de precios doméstico resulta no significativo. Asimismo, sobre los valores de los coeficientes se observa que el coeficiente del nivel de precios doméstico es  $\alpha_1=0,600$  y el coeficiente del nivel de precios extranjero es igual a  $\alpha_2=8,102$ , por lo que resultan 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 de la PPP con producción. Para verificar esta hipótesis se utilizó la prueba de [Wald y Wolfowitz \(1940\)](#) mostrado en la Tabla 5.

**Tabla 5.** Prueba de Wald-Wolfowitz para la hipótesis de la PPP

Parámetro	Descripción	PPP versión absoluta				Parámetro	Descripción	PPP versión relativa			
		1A	2A	3A	4R			1R	2R	3R	4R
$\alpha_0$	coeficiente	--	--	14,817	--	$\beta_0$	coeficiente	0,001	0,001	0,019	0,001
	Std. Err.	--	--	1,042	--		Std. Err.	0,369	0,365	0,228	0,247
	Wald	--	--	14,215	--		Wald	0,004	0,003	0,086	0,007
	p-value	--	--	0,000	--		p-value	0,498	0,498	0,465	0,496
$\alpha_1$	coeficiente	--	--	0,600	--	$\beta_1$	coeficiente	2,577	3,931	3,045	5,024
	Std. Err.	--	--	0,473	--		Std. Err.	0,264	0,366	1,899	0,473
	Wald	--	--	1,268	--		Wald	5,974	7,995	1,077	8,496
	p-value	--	--	0,103	--		p-value	0,000	0,000	0,141	0,000
$\alpha_2$	coeficiente	--	--	8,102	--						
	Std. Err.	--	--	1,042	--						
	Wald	--	--	6,813	--						
	p-value	--	--	0,000	--						

Notas: con el fin de verificar las hipótesis de  $\alpha_0=0$ ,  $\alpha_1=\alpha_2=1$  para la versión absoluta y  $\beta_0=0$  y  $\beta_1=1$  para la versión relativa de la PPP se utilizó la prueba de Wald y Wolfowitz (1940).

Fuente: elaborado por los autores.

Para el cumplimiento de la PPP en su versión relativa, dada por los modelos IR-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 y Juselius \(1990\)](#) mediante las pruebas de la traza y de autovalores. Los resultados se muestran en la Tabla 4, en la que 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 de Perú y Estados Unidos respectivamente. Asimismo, los modelos de paridad descritos en términos de variación y aumentados por las variaciones del nivel de producción nacional y extranjera muestran la existencia de tres ecuaciones cointegradas al igual que el modelo de paridad aumentada por la UIP en su forma relativa.

Para verificar el cumplimiento de la PPP en su versión relativa del modelo IR, se verifica el número óptimo de retardos que serán incluidos. Siguiendo los resultados de los estadísticos Akaike (AIC) y Schwartz (SBIC), se obtuvo que tres es el número óptimo de retardos para el modelo. Luego, con base en la estimación del MCE se obtuvo el modelo de largo plazo que representa la ecuación de la PPP en su forma relativa del modelo IR, dada por

$$\Delta e_t = -0,001 + 2,577(\Delta p_t - \Delta p_t^*)$$

(0,000)

donde  $\Delta e_t$  es la primera diferencia del tipo de cambio. 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, presente en la Tabla 5, lo que lleva a la conclusión del incumplimiento de la forma relativa de la PPP para el caso peruano. Para el Modelo 2R se determina un número óptimo de retardos igual a dos. El modelo de largo plazo obtenido por MCE se encuentra estimada y es el siguiente:

$$\Delta e_t = -0,001 + 3,931(\Delta p_{trans,t} - \Delta p_{trans,t}^*).$$

(0,000)

Los signos son los esperados; sin embargo, el valor del coeficiente del nivel de precios doméstico 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 PPP. De manera similar, el modelo 3R se calcula con tres retardos y, posterior a la estimación del MCE, se encontró el modelo de largo plazo dado por

$$\Delta e_t = 0,019 - 3,045(\Delta p_t - \Delta p_t^*) - 5,332(\Delta y_t - \Delta y_t^*).$$

(0,109)                      (0,000)



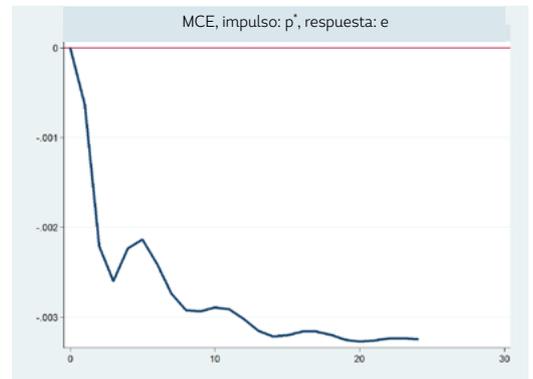
Para evaluar la dinámica del tipo de cambio y para el ajuste de la variable endógena a shocks exógenos, se realiza el análisis de impulso-respuesta al modelo original de la PPP. En esta práctica nos enfocamos en shocks de oferta y demanda de la PPP original. La Figura 2(a) presenta el efecto de un shocks ortogonal de oferta sobre el tipo de cambio  $e_t$ . Se observa que el tipo de cambio sufre una apreciación abrupta como respuesta al shock, y pasado un tiempo de aproximadamente cinco períodos, el tipo de cambio regresa a su estado estacionario. Por otra parte, una alteración fuerte del nivel de precios extranjero  $p_t^*$  ocasiona un desequilibrio en el tipo de cambio que se refleja en una apreciación permanente y un posible nuevo estado estacionario. En este sentido, ante este shock generado por el nivel de precios extranjeros, el BCRP se vería muy motivado para realizar alguna operación de mercado abierto con la finalidad de regresar a su estado estacionario original al tipo de cambio. Por otra parte, un shock de demanda en la producción doméstica de la Figura 3(c) eventualmente trae al tipo de cambio a su equilibrio en al menos cinco períodos, pero termina generándole un desequilibrio permanente y un nuevo equilibrio de estado estacionario. Para el caso de un shock de demanda sobre la actividad extranjera  $y_t^*$ , el tipo de cambio sufre una alteración drástica que trae como consecuencia un desequilibrio permanente al tipo de cambio y la adaptación de un posible estado estacionario. Los movimientos de adaptación del tipo de cambio como resultados a shocks de oferta y demanda son razonables, pues el tipo de cambio es una variable económica muy sensible a los shocks exógenos y justamente las políticas monetarias en Perú están orientadas a mantener un equilibrio en un cierto estado estacionario que garantice la planificación en la economía, especialmente en la inversión, ya que el país realiza sus transacciones en moneda extranjera por ser un país parcialmente dolarizado.

**Figura 2.** Impulso-respuesta para el comportamiento del tipo de cambio

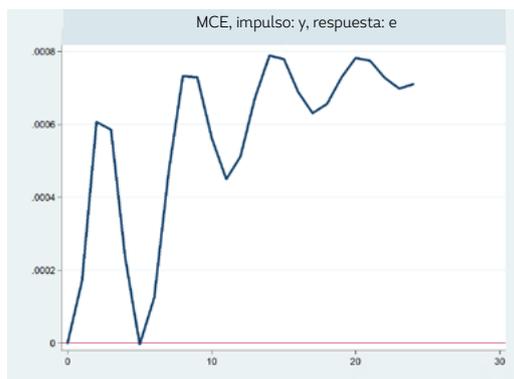
(a) Impulso del nivel de precios doméstico



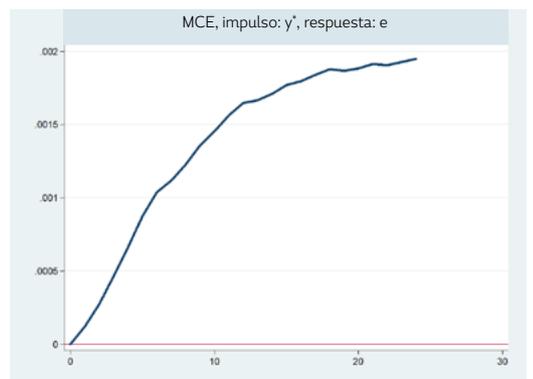
(b) Impulso del nivel de precios extranjero



(c) Impulso del nivel de actividad doméstica



(d) Impulso del nivel de actividad extranjera



Fuente: elaborado por autores.

## Conclusiones

El presente trabajo buscó contrastar la validez de la PPP entre Perú y Estados Unidos para el período 2000-2019. En este sentido, se verifica el cumplimiento de la PPP en sus formas absoluta y relativa para diferentes formas funcionales propuestas en el trabajo, tomando como base las investigaciones más recientes en la ciencia económica que incluyen como determinantes el sector transable, el sector producción y la teoría de la UIP. El análisis de los resultados se hace con base en la metodología de Johansen, para verificar la existencia de relaciones de largo plazo y la aplicación del VAR para hallar las ecuaciones respectivas. A partir de los resultados, se encontró que para los cuatro modelos de la versión absoluta de la PPP el único modelo que muestra cointegración entre sus determinantes es 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 PPP en su forma absoluta, se encontró que ningún modelo da evidencia del cumplimiento de esta hipótesis ya que sus coeficientes de los niveles de precios nacionales y extranjeros, aunque presentan los signos esperados, son diferentes 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, al estimar la PPP en su forma relativa, se encontraron relaciones de largo plazo para cada una de las formas funcionales; sin embargo, los modelos no cumplen la PPP debido a que los coeficientes del diferencial de precios, diferencial del nivel de actividad y del diferencial de tasas de interés son diferentes de la unidad, lo que lleva a la conclusión del incumplimiento de la forma relativa de la PPP entre Perú y Estados Unidos.

En resumen, el trabajo reporta que no se cumple la hipótesis de la PPP para el sol peruano ni para el dólar estadounidense en ninguna de sus formas funcionales presentadas, lo que da certeza del rechazo de la hipótesis de eficiencia de mercados en el largo plazo para Perú y Estados Unidos. Los trabajos de [Jaramillo y Serván \(2012\)](#) y [Muñoz \(2011\)](#) muestran resultados similares en su investigación para el caso peruano. Por otro lado, es posible que dicha paridad entre Perú y Estados Unidos se cumpla en un horizonte de tiempo más grande. Finalmente, al realizar el análisis de impulso-respuesta de los shocks de oferta y demanda sobre el modelo de paridad, se verifica que el tipo de cambio es muy sensible a los shocks y que solo ante variaciones en los precios domésticos el tipo de cambio es capaz de regresar a su estado estacionario. Para los otros eventuales movimientos ocasionados por los shocks, la autoridad monetaria sería la encargada de regresarla a su estado estacionario inicial mediante políticas en el mercado cambiario y monetario que afectan el tipo de cambio. En caso contrario, el tipo de cambio buscaría un nuevo equilibrio de estado estacionario para contrarrestar el shock sufrido.

## Referencias

- BCRP. (2019). Sistemas de Consultas Estadísticas, varios años. Recuperado el 6 de marzo del 2018, de <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/>
- BLS. (2019). Consumer Price Index (CPI) Databases: U.S. Bureau of Labor Statistics. Recuperado el 10 de septiembre del 2018, de <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.
- Clemente, J., Montañés, A., y Reyes, M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, 59 (2), 175-182. [https://doi.org/10.1016/s0165-1765\(98\)00052-4](https://doi.org/10.1016/s0165-1765(98)00052-4)
- Dickey, D. A., y 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., y 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., y Rodríguez, J. (2012). Análisis de la Paridad del Poder de Compra: Evidencia Empírica entre México y Estados Unidos. *Estudios Económicos*, 27 (1), 169-207.
- 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. (1999). Política Monetaria del Banco Central: una perspectiva histórica. *Revista Estudios Económicos*, (5), 1-33.
- Jaramillo, M., y Serván, S. (2012). Modeling exchange rate dynamics in Peru: A cointegration approach using the UIP and PPP. MPR 70772. *University Library of Munich, Germany*.
- Johansen, S. (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, S., y 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/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., y 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.
- Mackinnon, J., Haug, A., y Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14 (5), 563-577. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199909/10\)14:5<563::AID-JAE530>3.0.CO;2-R](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199909/10)14:5<563::AID-JAE530>3.0.CO;2-R)
- Muñoz, J. (2011). Paridad del Poder de Compra: Evidencia Empírica de Largo Plazo. *Theoria*, 20 (1), 33-41.

- Pacheco, J. (2017). *Estimando la Política Cambiaria según la Paridad de Poder de Compra: el caso peruano, colombiano y chileno 1960-2015*. Lima: Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Pérez, M., y Vega, J. (1993). *Paridad del Poder de Compra: Un análisis empírico*. España: Banco de España.
- Phillips, P. C., y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75 (2), 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Ricardo, D. (1821). *On the Principles of Political Economy, and Taxation*. Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9781107589421>
- Shams, N., y Murad, W. (2010). Purchasing Power Parity (PPP) in the Long-Run: A Cointegration Approach. *The Jahangirnagar Economic Review*, 21(4), 491-503.
- Sideris, D. (2004). *Testing for Long-Run PPP in a System context: Evidence for the US, Germany and Japan*. Grecia: Bank of Greece.
- Wald, A., y Wolfowitz, J. (1940). On a Test Whether Two Samples are from the Same Population. *The Annals of Mathematical Statistics*, 11(2), 147-162. <https://doi.org/2235872>
- Wheatley, J. (1807). *An Essay on The Theory of Money and Principles of Commerce* (vol. 1). Londres: W. Bulmer and Co.
- Zivot, E., y Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3), 251-270. <https://doi.org/10.2307/1391541>