

ARTÍCULO ORIGINAL

Efecto del tipo de cambio real multilateral en las exportaciones e importaciones del Perú en el periodo 1991 – 2019

Effect of the real multilateral exchange rate on exports and imports of Peru in the period 1991 - 2019

¹Wendy Pozo Castillo

²Roeyver Ortiz Mollo

³Juan Alexis Gomez Mamani

¹Escuela Profesional de Ingeniería Comercial. Universidad Jorge Basadre Grohmann. Tacna, Perú. E-mail: wpozoc@gmail.com

²Escuela Profesional de Ingeniería Comercial. Universidad Jorge Basadre Grohmann. Tacna, Perú. E-mail: a_rortizm@unjbg.edu.pe

³Escuela Profesional de Ingeniería Comercial. Universidad Jorge Basadre Grohmann. Tacna, Perú. E-mail: a_jgomez@unjbg.edu.pe

RESUMEN

El presente trabajo de investigación busca determinar el efecto del tipo de cambio real multilateral sobre las exportaciones e importaciones del Perú en el periodo 1991 - 2019. Los datos empleados para realizar el análisis correspondiente son reales mensuales bajo el Test de raíz unitaria (Dickey Fuller) y Test de Cointegración de Johansen, con la finalidad de identificar la existencia de cointegración entre las variables. Los resultados indican que el efecto del tipo de cambio real multilateral en las exportaciones fue de 1.00 y muestran un efecto negativo comparado con las importaciones que fue de -1.11. Finalmente, entre los mecanismos que se pueden sugerir está mantener políticas macroeconómicas estables y buscar la diversificación del comercio exterior del Perú con otros países para aumentar las exportaciones de bienes nacionales.

Palabras claves: Cointegración de Johansen, estacionariedad, exportaciones, importaciones, raíz unitaria, tipo de cambio real multilateral.

ABSTRACT

This research paper seeks to determine the effect of the real multilateral exchange rate on Peru's Exports and Imports in the period 1991 - 2019. The data used to perform the corresponding analysis are real monthly under the Unit Root Test (Dickey Fuller) and Johansen Cointegration Test in order to identify the existence of cointegration between the variables. The results indicate that the effect of the real multilateral exchange rate on exports was 1.00 and show a negative effect compared to imports that was -1.11. Finally, among the mechanisms that can be suggested is maintaining stable macroeconomic policies and seeking to diversify Peru's foreign trade with other countries to increase exports of national goods.

Keywords: Cointegration of Johansen, stationarity, exports, imports, unit root, multilateral real exchange rate.

DOI: <https://doi.org/10.33326/27086062.2019.1.898>

Presentado: 12/11/2019, Aceptado: 23/12/2019

INTRODUCCIÓN

El Perú, antes de la década de los noventa, se caracterizaba por políticas proteccionistas que se basaban en la prohibición de importaciones, cuotas de importación y gran dispersión arancelaria que no permitían una mayor apertura al mercado. Sin embargo, durante los años noventa se aplicó un Programa de Reformas Estructurales que mejoró las condiciones de competencia en la economía, logrando la unificación del sistema cambiario y eliminando las principales barreras arancelarias, lo que promovió la inversión extranjera. No obstante, la implementación de diferentes políticas y estrategias resultaron insuficientes debido a la incertidumbre de las preferencias comerciales para exportación durante esa época. En este contexto, la balanza comercial fue deficitaria durante ese periodo, resultado de un crecimiento mayor de las importaciones que exportaciones.

A principios de la década del 2000, el país decidió negociar acuerdos comerciales con los países a los que más vendía, lo que contribuyó a recibir beneficios de exportación de forma respaldada y por periodos amplios y permanentes. A partir del año 2002 hasta la actualidad, la balanza comercial ha sido más favorable debido al crecimiento de las exportaciones de bienes, a excepción de los años 2014 y 2015 que se volvió negativa por la desaceleración de la economía en China y su efecto en la demanda del precio en los metales. Entonces, a partir del 2016, empezó a recuperarse y mantenerse positivo hasta el presente año.

En la primera parte del trabajo se describen todos los aspectos teóricos y metodológicos del tema de investigación, posteriormente se muestra y analiza los resultados del modelo econométrico.

Formulación del problema de investigación

¿De qué manera el tipo de cambio multilateral tuvo efecto en las exportaciones e importaciones del Perú durante el periodo 1991-2019?

Objetivo general

Determinar la existencia de cointegración entre las variables exportaciones, importaciones y tipo de cambio real multilateral.

Objetivos específicos

- Analizar el efecto del tipo de cambio real multilateral sobre las exportaciones del Perú durante el periodo 1991-2019.
- Analizar el efecto del tipo de cambio real multilateral sobre las importaciones del Perú durante el periodo 1991-2019.

Justificación

- **Justificación académica**

La presente investigación, desde el punto de vista académico tiene una relevancia fundamental para el desarrollo de investigación desde la universidad, aportando conocimientos para otras investigaciones e investigadores.

- **Justificación empresarial**

Es importante realizar esta investigación desde el punto macroeconómico, considerando que en la actualidad existe mayor competencia entre productos, empresas y países debido a la globalización. Por lo tanto, obliga a exportadores, importadores y al Gobierno a tomar en cuenta la evolución del comercio internacional y así implementar mejores políticas nacionales que permitan una mayor estabilidad con acceso a nuevos mercados internos y externos.

Hipótesis general

Existe cointegración entre las variables exportaciones, importaciones y tipo de cambio real multilateral.

Hipótesis específicas

H1: El tipo de cambio real multilateral tuvo un efecto positivo sobre las exportaciones durante los años 1991-2019 en el Perú.

H2: El tipo de cambio real multilateral tuvo un efecto negativo sobre las importaciones durante los años 1991-2019 en el Perú.

MARCO TEÓRICO

De Gregorio (2012) menciona que los productos vendidos en el comercio exterior se convierten en la demanda de los países compradores de los bienes producidos del país productor, teniendo en cuenta que esto dependerá del precio y el ingreso. Si el precio de los bienes nacionales baja, el mundo demandará más de ellos. Esto sucede si el tipo de cambio real sube, entonces se requerirán pocas unidades del producto extranjero para conseguir un producto nacional. Por consecuencia, la demanda de los bienes nacionales aumenta, es decir, aumentan las exportaciones. Diciendo en pocas palabras si los países obtienen mayor solvencia en ingresos, ellos demandarán más de productos hechos en el país productor.

Mata (2004) explica, desde el punto de vista de la economía, que dos series a más están cointegradas si estas se mueven mutuamente en el transcurso del tiempo y son estacionarias, aún cuando cada serie contenga tendencia estocástica y sea no estacionaria. Por lo tanto, la cointegración refleja un equilibrio a largo plazo hacia el cual converge el sistema económico en el tiempo necesario. El error en la ecuación de cointegración se interpreta como el error de desequilibrio para cada punto particular del tiempo.

También podemos indicar que dos o más series de tiempo que no son estacionarias de orden están cointegradas si existe una combinación lineal de esas series que sea estacionaria o de orden.

Dancourt (2008) indica que el impacto de la variación de los términos de intercambio sobre una economía de libre movilidad de capitales a nivel internacional tendría un efecto directo sobre el tipo de cambio nominal, aumentaría el ingreso de dólares y por lo tanto más ingresos por exportaciones, haciendo que el tipo de cambio nominal cayera y el tipo de cambio real aumente. Esto se conoce como efecto cambiario, por lo que se nota con el abaratamiento de las importaciones.

De Gregorio (2012) menciona que el tipo de cambio real multilateral refleja cuántas unidades del bien nacional cuesta una unidad de un bien extranjero promedio. Por su parte, el tipo de cambio real bilateral representa el precio relativo de los bienes entre dos países.

Donde podemos apreciar lo siguiente:

$$TCR = \frac{eP^*}{P}$$

Donde:

P: el nivel de precios domésticos (costo en moneda doméstica de una canasta de bienes nacionales)

P*: el nivel de precios internacional (precio de bien externo en moneda extranjera)

Por lo tanto, el tipo de cambio real nos da a conocer la situación productiva del país con respecto a otra economía, al surgir una apreciación del tipo de cambio real, que puede implicar que el sector haya mejorado la productividad del sector de bienes transables respecto a otros países.

Soto (2011) afirma que el comercio exterior en el contexto del desarrollo económico actual ha generado un intenso debate en las tres últimas décadas. Las actuales transformaciones de la economía y la política mundial responden a la generalización de modelos liberales y a factores políticos y geopolíticos en los países de la región, haciéndose relevante el debate sobre los problemas de ajuste económico por la dinámica de las exportaciones. Las ganancias de un sector exportador sólido y diversificado se reflejan en la dinámica del mismo, situación que puede originar un comportamiento favorable en el crecimiento económico de un país.

Por otra parte, para dicho estudio se utilizará el procedimiento de Johansen que permite contrastar

simultáneamente el orden de integración de las series, así como la existencia de vectores de cointegración, el cálculo de todos los vectores de cointegración sin imponer que solo existe un vector de cointegración y no verse afectado por las condiciones de endogeneidad de las variables envueltas en la relación de cointegración (Suriñach, Artís, López y Sansó, 1995; Enders, 1995).

Johansen (1988) explica que su método está basado en modelos VAR (Vectores autorregresivos). Lo cual es un test de máxima verosimilitud que requiere grandes volúmenes de datos (100 o más). Prueba la existencia de múltiples vectores de cointegración entre las variables, mediante la prueba de la Traza y del Eigenvalue máximo. Descansa fuertemente en la relación entre el rango de la matriz y sus raíces características.

Uno de los test ampliamente usados para el Método de Johansen es el de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) o Raíz Unitaria y consiste en estimar las siguientes regresiones:

Modelo con tendencia e intercepto:

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=2} \beta_i \Delta y_{t-1+i} + \epsilon_t$$

Modelo con intercepto, pero sin tendencia:

$$\Delta y_t = a_0 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=2} \beta_i \Delta y_{t-1+i} + \epsilon_t$$

Modelo sin componentes determinísticos:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=2} \beta_i \Delta y_{t-1+i} + \epsilon_t$$

Donde:

a_0 : Es la constante (intercepto)

t : Es el tiempo

ϵ_t : es una perturbación aleatoria (ruido blanco)

Esta prueba alternativa define si existe estacionariedad de las variables (Gujarati, 1997). También es sumamente importante, ya que el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria en favor de alternativas estacionarias tiene interpretaciones económicas importantes, admitiendo la posibilidad de relaciones a largo plazo entre variables económicas. Además, en algunas aplicaciones es deseable probar no estacionariedad vs. alternativas explosivas (Bhargava, 1986).

La ecuación cointegrante partiendo de principios básicos de econometría sería:

$$Y = C + M + X + e$$

Y: INDEPENDIENTE (TIPO DE CAMBIO)

M: DEPENDIENTE (IMPORTACIÓN)

X: DEPENDIENTE (EXPORTACIÓN)

C: CONSTANTE

e: error

Dicha ecuación será desarrollada en la investigación.

METODOLOGÍA

Se llevó a cabo una investigación explicativa de tipo longitudinal, ya que se buscó determinar los efectos de una variable sobre las otras a lo largo de un periodo de años.

La población y muestra de la presente investigación corresponde a datos estadísticos del tipo de cambio real multilateral, exportaciones e importaciones del Perú a nivel FOB en el periodo mensual de enero 1991 hasta setiembre 2019 del Banco Central de Reserva del Perú.

Además, la técnica de procesamiento y análisis de datos en esta investigación se realizó en el programa econométrico Eviews versión 10 para la estimación econométrica para obtener el modelo adecuado que permita evaluar correctamente el Test de Dickey Fuller y Cointegración de Johansen con respecto a nuestras hipótesis.

RESULTADOS

En primera instancia se procede a generar un gráfico con las tres variables para observar a grandes rasgos si existe cointegración entre ellas, donde se muestran datos estadísticos desde enero de 1991 hasta setiembre del 2019 de la variable independiente: tipo de cambio (tip_cam), y las variables dependientes: exportaciones (X) e importaciones (M), ver Figura 1.

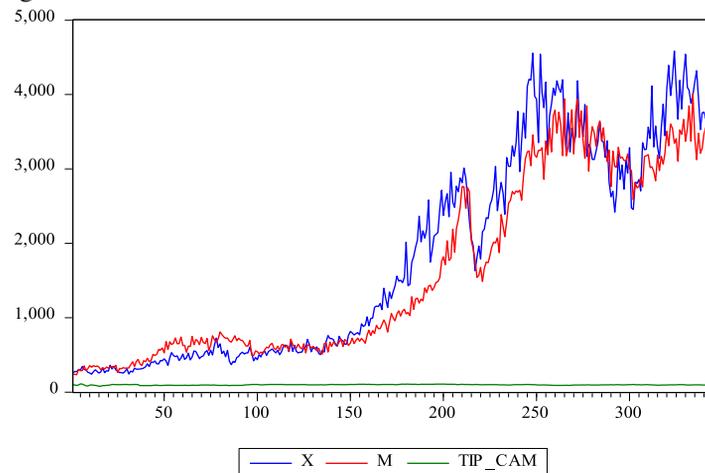


Figura 1. Evolución de las Exportaciones, importaciones y tipo de cambio entre el periodo 1991-2019 del Perú.

Fuente: Repositorio del BCRP (Banco central de Reserva del Perú) 1991-2019

Después se realizó otro gráfico múltiple para corroborar si son series estacionarias o no. Se observa que las medias de las exportaciones como importaciones son constantes, pero la varianza no, ya que se ve bastante volátil siendo al principio muy pequeño y al final bastante grande. A continuación, ver Figura 2.

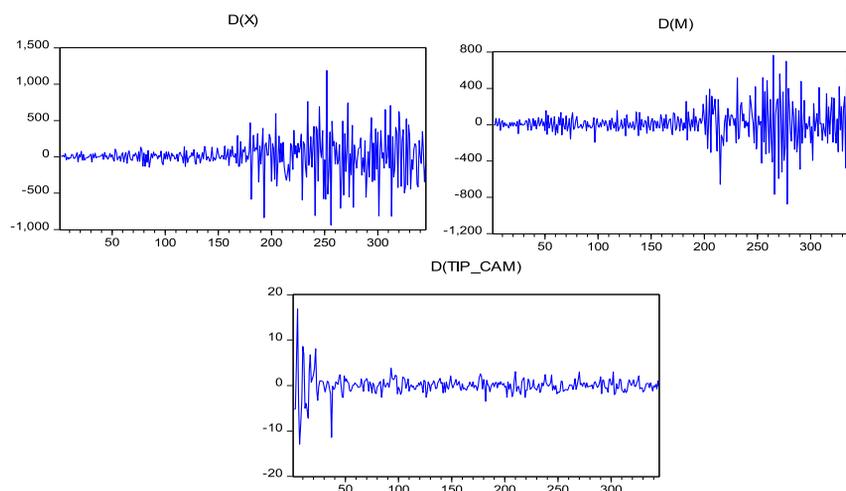


Figura 2. Varianza en primeras diferencias de las Exportaciones, importaciones y tipo de cambio del Perú entre los años 1991-2019.

Fuente: Repositorio del BCRP (Banco central de Reserva del Perú) 1991-2019.

Ante el resultado de la primera diferencia de las variables, se puede solucionar aplicando logaritmo, realizando un gráfico de las variables mediante las primeras diferencias del logaritmo de ellas. Entonces, a continuación, se visualiza el gráfico de las series de las primeras diferencias de su logaritmo natural mostrando esta serie mucho más estacionaria que la anterior. Por lo tanto, se concluye que se debería trabajar esta serie más en logaritmo que con su nivel. Podemos observar esto en la Figura 3.

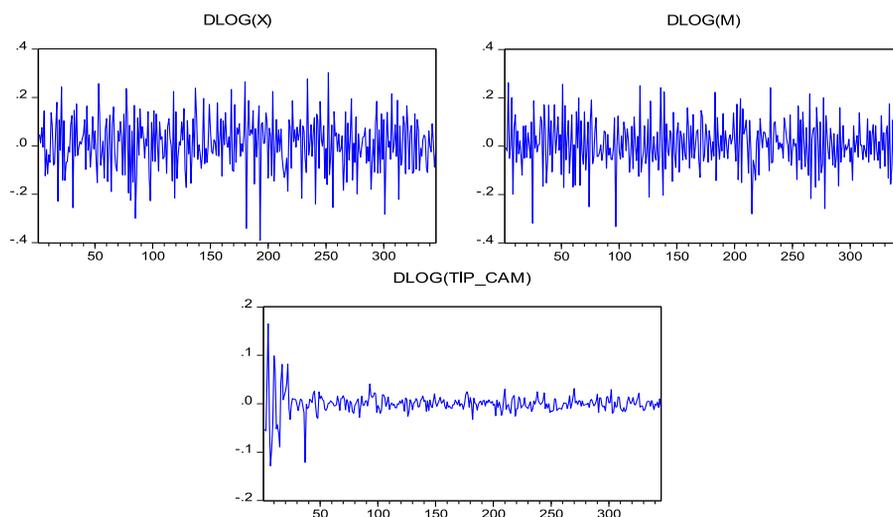


Figura 3. La varianza de las primeras diferencias aplicado su logaritmo natural de cada variable

Fuente: Repositorio del BCRP (Banco central de Reserva del Perú) 1991- 2019

Análisis de Test de raíz unitaria de Dickey-Fuller

Deben cumplirse dos condiciones: dos o más series están cointegradas si podemos asegurar que ambas son integradas con mismo orden y que una combinación de ellas es estacionaria.

Para comprobar esto, se realiza una prueba de raíces unitarias para identificar no estacionariedad con el Estadístico de Dickey-Fuller, tomando el logaritmo de las exportaciones (X) de nivel cero y nos da una hipótesis nula, donde logaritmo X tiene raíz unitaria y la probabilidad indica que se rechaza la hipótesis alternativa, ya que $p > 0.05$, en consecuencia, es una serie no estacionaria.

En el análisis del estadístico t aumentado es igual a -1.12 y t crítico al 5 % es -2.87, por lo tanto se acepta la hipótesis alternativa, ya que el t estadístico es mayor que el t crítico, lo que significa que es una serie no estacionaria.

Tabla 1. Resultados del test de raíz unitaria de Dicky- Fuller en su nivel (exportaciones)

Null Hypothesis: LOG(X) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 13 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey -Fuller test statistic	-1.122644	0.7078
Test critical values:		
1% level	-3.449917	
5% level	-2.870057	
10% level	-2.571377	

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

Augmented Dickey -Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG(X))
 Method: Least Squares
 Date: 11/06 /19 Time: 21:01
 Sample (adjusted): 15 345
 Included observations: 331 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(X(-1))	-0.006287	0.005601	-1.122644	0.2624
D(LOG(X(-1)))	-0.432998	0.055346	-7.823417	0.0000
D(LOG(X(-2)))	-0.168979	0.057527	-2.937366	0.0036
D(LOG(X(-3)))	-0.047081	0.058127	-0.809977	0.4186
D(LOG(X(-4)))	-0.055803	0.057996	-0.962196	0.3367
D(LOG(X(-5)))	-0.005969	0.057900	-0.103090	0.9180
D(LOG(X(-6)))	-0.065740	0.056396	-1.165697	0.2446
D(LOG(X(-7)))	0.004765	0.056437	0.084434	0.9328
D(LOG(X(-8)))	-0.202861	0.056339	-3.600730	0.0004
D(LOG(X(-9)))	-0.061006	0.057613	-1.058906	0.2905
D(LOG(X(-10)))	-0.084175	0.057597	-1.461458	0.1449
D(LOG(X(-11)))	-0.041988	0.057639	-0.728465	0.4669
D(LOG(X(-12)))	0.332879	0.057007	5.839221	0.0000
D(LOG(X(-13)))	0.175415	0.054881	3.196298	0.0015
C	0.057738	0.040512	1.425212	0.1551
R-squared	0.340332	Mean dependent var		0.007790
Adjusted R -squared	0.311106	S.D. dep endent var		0.114079
S.E. of regression	0.094685	Akaike info criterion		-1.832266
Sum squared resid	2.833014	Schwarz criterion		-1.659964
Log likelihood	318.2400	Hannan -Quinn criter.		-1.763545
F-statistic	11.64492	Durbin-Watson stat		1.9924 22
Prob(F -statistic)	0.000000			

Fuente: Valores generados medi ante el programa Evi ews 10.

Por consiguiente, se realiza una prueba a primera diferencia de esa misma serie para ver si existe una segunda raíz unitaria.

Se rechaza que el logaritmo de X en primera diferencia tenga raíz unitaria, entonces es una serie estacionaria, ya que solo tiene una raíz unitaria y por lo tanto es integrada de orden uno. Asimismo, el estadístico t aumentado es menor que el crítico (-4.64 < -2.87), en consecuencia, se acepta la hipótesis alternativa, lo que la convierte en una serie estacionaria.

Tabla 2. Resultados de la prueba a primera diferencia de raíz unitaria (Dickey Fuller) de las exportaciones.

Null Hypothesis: D(LOG(X)) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey -Fuller test statistic	-4.649524	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.449917	
5% level	-2.870057	
10% level	-2.571377	

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

Augmented Dickey -Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG(X),2)
 Method: Least Squares
 Date: 11/06/19 Time: 21:05
 Sample (adjusted): 15 345
 Included observations: 331 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(X(-1)))	-1.658489	0.356701	-4.649524	0.0000
D(LOG(X(-1)),2)	0.222 821	0.343317	0.649025	0.5168
D(LOG(X(-2)),2)	0.052687	0.320752	0.164261	0.8696
D(LOG(X(-3)),2)	0.005515	0.297033	0.018568	0.9852
D(LOG(X(-4)),2)	-0.050245	0.273288	-0.183853	0.8542
D(LOG(X(-5)),2)	-0.056267	0.248976	-0.225993	0.8214
D(LOG(X(-6)),2)	-0.122475	0.227700	-0.537879	0.5910

D(LOG(X(-7)),2)	-0.118266	0.204496	-0.578329	0.5635
D(LOG(X(-8)),2)	-0.322295	0.180347	-1.787085	0.0749
D(LOG(X(-9)),2)	-0.383740	0.154115	-2.489968	0.0133
D(LOG(X(-10)),2)	-0.468000	0.125683	-3.723661	0.0002
D(LOG(X(-11)),2)	-0.509344	0.092714	-5.493687	0.0000
D(LOG(X(-12)),2)	-0.175480	0.054903	-3.196184	0.0015
C	0.012747	0.005928	2.150233	0.0323
R-squared	0.760859	Mean dependent var		0.000160
Adjusted R -squared	0.751052	S.D. dependent var		0.18 9847
S.E. of regression	0.094724	Akaike info criterion		-1.834327
Sum squared resid	2.844313	Schwarz criterion		-1.673513
Log likelihood	317.5812	Hannan -Quinn criter.		-1.770188
F-statistic	77.58295	Durbin-Watson stat		1.991701
Prob(F -stat istic)	0.000000			

Fuente: Valores generados mediante el programa Eviews 10.

Tabla 3. Resultados de la prueba a nivel de raíz unitaria (Dickey Fuller) de las importaciones.

Null Hypothesis: LOG (M) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey -Fuller test statistic	-0.879125	0.7942
Test critical values:		
1% level	-3.449857	
5% level	-2.870031	
10% level	-2.571363	

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

Augmented Dickey -Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(M))

Method: Least Squares

Date: 11/06/19 Time: 21:08

Sample (adjusted): 14 345

Included observations: 332 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(M(-1))	-0.004716	0.005364	-0.879125	0.3800
D(LOG(M(-1)))	-0.519395	0.053980	-9.621929	0.0000
D(LOG(M(-2)))	-0.137860	0.061326	-2.248000	0.0253
D(LOG(M(-3)))	0.149416	0.061663	2.423091	0.0159
D(LOG(M(-4)))	0.118012	0.062079	1.901007	0.0582
D(LOG(M(-5)))	0.061097	0.062296	0.980754	0.3275
D(LOG(M(-6)))	-0.074865	0.061845	-1.210525	0.2270
D(LOG(M(-7)))	-0.139143	0.061902	-2.247798	0.0253
D(LOG(M(-8)))	-0.075251	0.062247	-1.208898	0.2276
D(LOG(M(-9)))	0.022126	0.061861	0.357673	0.7208
D(LOG(M(-10)))	-0.062191	0.060720	-1.024231	0.3065
D(LOG(M(-11)))	-0.048115	0.060584	-0.794184	0.4277
D(LOG(M(-12)))	0.266106	0.053477	4.976126	0.0000
C	0.043637	0.038507	1.133220	0.2580
R-squared	0.395252	Mean dependent var		0.007012
Adjusted R -squared	0.370530	S.D. dependent var		0.099419
S.E. of regression	0.078878	Akaike info criterion		-2.200563
Sum squared resid	1.978536	Schwarz criterion		-2.040106
Log likelihood	379.2935	Hannan -Quinn criter.		-2.136573
F-statistic	15.98763	Durbin-Watson stat		1.988021
Prob(F -statistic)	0.000000			

Fuente: Valores generados mediante el programa Eviews 10

Y si se toma en las primeras diferencias para ver si tiene segunda raíz unitaria, lo que daría su orden de integración. Entonces, la probabilidad nos permite concluir que no existe una segunda raíz unitaria, solo hay una porque el valor de p es menor a 0.05. Además, el valor de t estadístico es menor que el t crítico ($-5.038 < -2.870$). Por consiguiente, se acepta la hipótesis alternativa por lo que sí es una serie estacionaria y es integrada de orden uno al igual que las exportaciones, siendo que ambas cumplen la condición de ser integradas del mismo orden (I).

Tabla 4. *Resultados de la prueba primera diferencia a raíz unitaria (Dickey-Fuller) de las importaciones.*

Null Hypothesis: D(LOG(M)) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey -Fuller test statistic	-5.038715	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.449857	
5% level	-2.870031	
10% level	-2.571363	

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

Augmented Dickey -Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG(M),2)
 Method: Least Squares
 Date: 11/06/19 Time: 21: 10
 Sample (adjusted): 14 345
 Included observations: 332 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(M(-1)))	-1.442716	0.286326	-5.038715	0.0000
D(LOG(M(-1)),2)	-0.078960	0.271035	-0.291327	0.7710
D(LOG(M(-2)),2)	-0.217615	0.254797	-0.854074	0.3937
D(LOG(M(-3)),2)	-0.068408	0.239336	-0.285823	0.7752
D(LOG(M(-4)),2)	0.049224	0.222294	0.221435	0.8249
D(LOG(M(-5)),2)	0.109734	0.205501	0.533984	0.5937
D(LOG(M(-6)),2)	0.033915	0.190110	0.17839 7	0.8585
D(LOG(M(-7)),2)	-0.105779	0.175122	-0.604030	0.5463
D(LOG(M(-8)),2)	-0.181077	0.157348	-1.150805	0.2507
D(LOG(M(-9)),2)	-0.158467	0.134248	-1.180410	0.2387
D(LOG(M(-10)),2)	-0.219814	0.098886	-2.222910	0.0269
D(LOG(M(-11)),2)	-0.267056	0.0534 47	-4.996690	0.0000
C	0.010051	0.004818	2.086170	0.0378
R-squared	0.793197	Mean dependent var		1.19E -05
Adjusted R -squared	0.785417	S.D. dependent var		0.170218
S.E. of regression	0.078850	Akaike info criterion		-2.204160
Sum squa red resid	1.983345	Schwarz criterion		-2.055164
Log likelihood	378.8905	Hannan -Quinn criter.		-2.144740
F-statistic	101.9608	Durbin -Watson stat		1.988026
Prob(F -statistic)	0.000000			

Fuente: Valores generados mediante el programa Eviews 10

En consecuencia, para la cointegración es necesario que todas las variables sean homogéneas en el nivel, entonces para corroborar si la teoría de raíz unitaria concuerda con el Test de Cointegración Johansen. Se observa que la variable tipo de cambio en el orden cero acepta la hipótesis alternativa, ya que es una serie estacionaria, por lo que se llevó a orden uno, al igual que las anteriores variables para que las tres variables cumplan con tener el mismo orden de nivel.

Tabla 5. Resultados de la prueba primera diferencia a raíz unitaria (Dickey-Fuller) de Tipo de cambio.

Null Hypothesis: D(TIP_CAM) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey -Fuller test statistic	-14.10278	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.449220	
5% level	-2.869750	
10% level	-2.571213	

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

Augmented Dickey -Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TIP_CAM,2)
 Method: Least Squares
 Date: 11/07/19 Time: 16:05
 Sample (adjusted): 3 345
 Included observations: 343 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TIP_CAM(-1))	-0.728168	0.051633	-14.10278	0.0000
C	0.004260	0.109262	0.038990	0.9689
R-squared	0.368388	Mean dependent var		0.012821
Adjusted R -squared	0.366 536	S.D. dependent var		2.542416
S.E. of regression	2.023521	Akaike info criterion		4.253369
Sum squared resid	1396.271	Schwarz criterion		4.275747
Log likelihood	-727.4528	Hannan -Quinn criter.		4.262283
F-statistic	198.8883	Durbin-Wats on stat		1.788875
Prob(F -statistic)	0.000000			

Fuente: Valores generados mediante el programa Eviews 10

Análisis de Test de Cointegración de Johansen

Teniendo en cuenta la Metodología propuesta por Johansen (1988), referida a los trabajos empíricos que muestran resultados poco eficientes cuando se realiza el análisis de una o más variables se puede decir que, en tal situación, no hay certeza respecto a la relación de cointegración que enlaza las variables. Asimismo, no permite estimar el número de vectores cointegrantes, así como tampoco es posible estimar más de un conjunto de parámetros, por lo cual Johansen plantea otro procedimiento permitiendo superar estas dificultades.

Continuando con la Metodología Johansen, se muestra cuadros estadísticos alternativos: Prueba Traza y Máximo Valor Propio (Eigenvalues Statistic).

El método considera las siguientes pruebas para determinar el número de vectores de cointegración. La primera es la prueba de la Traza (Trace test), en la cual plantea las siguientes hipótesis:

H0: No existen vectores de cointegración
 H1: Existe un vector de cointegración

Reglas de decisión:

Rechazar Ho cuando el valor del estadístico la Traza o el Máximo Valor Propio sean mayor que el valor crítico seleccionado, normalmente el de 5 %.

Aceptar Ho cuando el valor del estadístico la Traza o el Máximo Valor Propio sean menor que el valor crítico seleccionado.

• **Prueba de la Traza**

El primer bloque del cuadro de los resultados muestra el estadístico de la TRAZA. La primera columna de dicho bloque muestra el número de relaciones de cointegración bajo la hipótesis nula; la segunda columna muestra el rango ordenado de los eigenvalues de la matriz; la tercera muestra el estadístico de la Traza y las dos últimas columnas muestran los valores críticos al 5 %.

De acuerdo con la prueba de la traza se rechaza la hipótesis nula de no cointegración en favor de una relación de cointegración al nivel del 5 % (43.14 > 35.19)

Tabla 6. *Resultados de la prueba de la Traza*

Date: 11/07/19 Time: 15:24

Sample (adjusted): 6 345

Included observations: 340 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: LOG(X) LOG(M) LOG(TIP_CAM)

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank		TEST (TRACE)		
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.080182	43.14294	35.19275	0.0057
At most 1	0.037344	14.72598	20.26184	0.2425
At most 2	0.005239	1.785812	9.164546	0.8199

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug -Michelis (1999) p-values

Fuente: Valores generados mediante el programa Eviews 10

• **Prueba de Maximum Eigenvalue**

La prueba de Máximun EigenValue indica la existencia de una sola ecuación de cointegración, tanto al 5 %, respectivamente (28.41 es mayor que 22.29).

De los resultados de las pruebas de la Traza y del Máximo Eigenvalues se concluye que existe un solo vector o relación de cointegración.

Tabla 7. Resultados de la prueba de Máximo Eigenvalue

Unrestricted Cointegration Rank		TEST (MAXMUM EIGENVALUE)		
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.080182	28.41696	22.29962	0.0062
At most 1	0.037344	12.94017	15.89210	0.1378
At most 2	0.005239	1.785812	9.164546	0.8199

Fuente: Valores generados mediante el programa Eviews 10

Tabla 8. Modelo de corrección de errores (Metodología de Johansen)

Date: 11/09/19 Time: 12:51
 Sample (adjusted): 4 345
 Included observations: 342 after adjustments
 Standard errors in () & t -statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
X(-1)	1.000000	
M(-1)	-1.110860 (0.04148) [-26.7835]	
C	3.564128	
Error Correction:	D(X)	D(M)
CointEq1	-0.052603 (0.04162) [-1.26390]	0.141711 (0.02923) [4.84733]
C	-379.4885 (242.530) [-1.56471]	261.2927 (170.359) [1.53378]
TIP_CAM	4.020277 (2.48485) [1.61792]	-2.501224 (1.74542) [-1.43302]

Fuente: Valores generados mediante el programa Eviews 10

La ecuación cointegrante que obtendremos será la siguiente:

$$Y = C + M + X + e$$

Y: INDEPENDIENTE (TIPO DE CAMBIO)
 M: DEPENDIENTE (IMPORTACIÓN)
 X: DEPENDIENTE (EXPORTACIÓN)
 e: Error

Por lo tanto, tenemos la siguiente ecuación:

$$\text{Tip_cam: } C + (-1.110860) (M) + (1.000000) (x) + e$$

$$\text{Tip_cam: } 3.564128 + (-1.110860) (M) + (1.000000) (X) + e$$

(0.04148)
[-26.7835]

Cabe indicar que las cifras entre paréntesis son los errores estándar asociados a cada parámetro, mientras que las cifras entre corchetes son los estadísticos, las mismas que resultan ser significativos estadísticamente.

CONCLUSIONES

Existe cointegración entre las variables exportaciones, importaciones y tipo de cambio, ya que existe más de un vector autorregresivo (VAR), lo que fue planteado por Johansen (1988) en su método basado en modelos VAR mediante la prueba de Traza y del Eigenvalue máximo.

Como consecuencia de una mayor apertura comercial, se observa un efecto positivo de 1.00 entre el tipo de cambio real multilateral y las exportaciones bajo el Test de Dickey Fuller y Johansen, es decir, que a medida que aumenta el tipo de cambio también aumentan las exportaciones, lo que confirma lo propuesto por De Gregorio (2012).

Por otro lado, el tipo de cambio real multilateral tuvo un efecto negativo de 1-1.11, respecto a las importaciones el Test de Dickey Fuller y Johansen, en consecuencia, se comprueba que a medida que el tipo de cambio sube se demanda menos bienes extranjeros, confirmando lo que menciona De Gregorio (2012).

Teniendo en cuenta del análisis de gráfico de la evolución de las exportaciones, importaciones y tipo de cambio entre el periodo 1991-2019 del Perú, se muestra una tendencia no estacionaria de las series, por lo que se aplicó correcciones mediante LOG para convertirlas en estacionarias a través de los Test de Dickey Fuller y Johansen. Todo ello concuerda con lo que menciona Mata (2004), quien explica desde el punto de vista de la economía que dos a más series se cointegran si estas se desplazan mutuamente en el transcurso del tiempo y las diferencias entre ellas son estables (es decir estacionarias).

REFERENCIAS

- Bhargara, A. (1986). On the Theory of Testing Unit Roots in Observed Time Series. *Review of Economic Studies*.
- Dancourt, O. (2008). *Choques externos y política monetaria. Documento de Trabajo 269*. Pontificia Universidad Católica del Perú.
- De Gregorio, J. (2012). *Macroeconomía. Teoría y Políticas*. Santiago de Chile.
- Galindo, L. M., & Catalán, H. (2003). *Modelos econométricos para los países de Centroamérica*.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. USA: John Wiley & Son, Inc.
- Gujarati, D. (1998). *Econometría*. Mc Graw Hill.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*.
- Mata, H. (2004). *Nociones Elementales de Cointegración Enfoque de Soren Johansen*. Trabajo no publicado. <http://webdelprofesor.ula.ve/economía>.
- Soto Vallejo, I. (2011). *Determinantes del Sector Exportador no Tradicional del Departamento de Caldas y su Comportamiento en el Periodo 1980 a 2004*. Medellín, Colombia: Universidad Nacional de Colombia.
- Surinach, J., Artís, M. López, E. y Sansó, A. (1995). *Análisis económico regional: nociones básicas de la teoría de cointegración*. Barcelona, España: Antoni Bosh.