

## EXPORTACIONES DE PRODUCTOS NO TRADICIONALES EN EL PERÚ EN UNA ESTRUCTURA VAR MULTIVARIADO

### EXPORTS OF NON-TRADITIONAL PRODUCTS IN PERU IN A MULTIVARIATE VAR STRUCTURE

Luis Francisco Laurente Blanco<sup>1</sup> y Ayde Marín Bedoya<sup>2</sup>

#### RESUMEN

Entre los años 2000 a 2017 las exportaciones no tradicionales en el Perú han mostrado un acelerado crecimiento explicado principalmente por el sector agropecuario, seguido por los sectores pesquero, textil, químico y sidero-metalúrgico presentando un sorprendente crecimiento de 470.95% en este período. El objetivo de estudio es hallar los determinantes macroeconómicos de las exportaciones de productos no tradicionales para el Perú mediante la búsqueda de relación de largo plazo, utilizando la metodología de Johansen y la implementación del Modelo Vector de Corrección de Error para hallar la dinámica de corto y largo plazo para las exportaciones de productos no tradicionales. De los resultados se obtuvo que los determinantes de las exportaciones son la producción bruta de EEUU, índice de tipo de cambio real bilateral y el índice de exportaciones, las mismas que guardan una relación de cointegración. Finalmente, se encontró que la producción bruta de EEUU tiene una influencia positiva, el índice de tipo de cambio real bilateral una influencia negativa y el índice de precios de las exportaciones guarda una influencia negativa sobre las exportaciones de productos no tradicionales en el Perú.

**Palabras clave:** *Causalidad, cointegración, Johansen, modelo vector de corrección de error.*

---

<sup>1</sup> Ing. Economista por la Universidad Nacional del Altiplano, Puno-Perú. Grupo Fibonacci de Ciencias Económicas (GRFICE). Correspondencia a [flaurentebianco@gmail.com](mailto:flaurentebianco@gmail.com)

<sup>2</sup> Oficina de Análisis y Procesamiento de Información – Presidencia del Consejo de Ministros (PCM)

Este artículo fue recibido 12 de junio 2019, ajustado el 10 de julio de 2019 y su publicación aprobada el 26 de julio de 2019.

## **ABSTRACT**

Between 2000 and 2017, non-traditional exports in Peru have shown an accelerated growth mainly explained by the agricultural sector, followed by the fishing, textile, chemical and steel-metallurgical sectors, presenting a surprising growth of 470.95% in this period. The objective of the study is to find the macroeconomic determinants of exports of non-traditional products to Peru through the search of the long-term relationship, using the Johansen methodology and the implementation of the Error Correction Vector Model to find the short dynamics and long term for exports of non-traditional products. The results show that the determinants of exports are US gross production, bilateral real exchange rate index and export index, which have a cointegration relationship. Finally, it was found that gross US production has a positive influence, the bilateral real exchange rate index has a negative influence and the export price index has a negative influence on exports of non-traditional products in Peru.

**Keywords:** Causality, cointegration, Johansen and vector model of error correction.

## **1. INTRODUCCIÓN**

En el Perú, las exportaciones se clasifican en tradicionales y no tradicionales (Decreto Supremo 076-92-EF), las exportaciones tradicionales incluyen los productos pesqueros, agrícolas, mineros, petróleo y gas natural. Mientras que las exportaciones no tradicionales, las que tienen un mayor valor agregado y no están mencionados en el decreto, pueden ser de origen agropecuario como los espárragos, alcachofas, mango; de origen marino como el filete de caballa o las conchas de abanico; de origen mineral como el cemento, entre otros. Los otros rubros de exportación no tradicional son los productos textiles, maderas y papeles, químicos, minerales no metálicos, sidero-metalúrgico, metal-mecánica joyería, metal-mecánico y demás (BCRP, 2018a).

Entre los años 2000 a 2017 las exportaciones de productos no tradicionales en el Perú han mostrado un acelerado crecimiento explicado principalmente por el sector agropecuario, seguido por los sectores pesquero, textil, químico y sidero-metalúrgico (BCRP, 2018c) que se muestran en la Tabla 1, donde en el año 2000 se exportó un valor de US\$ 2,043 millones en productos tradicionales, en el año 2005 un valor de US\$ 4,276 millones, en 2010 un valor de US\$ 7,697 millones y en el año 2017 se exportó un valor de US\$ 11,664 millones en los productos no tradicionales, es decir entre los años 2000 y 2017, las exportaciones no tradicionales presentaron un crecimiento de 470.95%, lo cual es sorprendente para este sector (BCRP, 2018c), siendo China, Suiza, Estados Unidos, Canadá, Japón y Alemania los principales países de destino de las exportaciones no tradicionales (SUNAT, 2018).

**Tabla 1:** Exportaciones de productos no tradicionales  
(en millones de US\$)

	2000	2005	2010	2017	Var. % 2017/2000
Agropecuarios	394	1,007	2,202	5,114	1,197.97
Pesqueros	176	322	643	1,045	493.75
Textiles	701	1,275	1,561	1,268	80.97
Maderas y papeles y sus manufacturas	123	261	359	340	176.32
Químicos	212	538	1,228	1,380	549.97
Minerales no metálicos	47	118	252	586	1,155.78
Sidero-metalúrgicos y joyería	265	493	949	1,270	379.56
Metal mecánico	97	191	393	511	429.14
Otros	29	70	110	150	420.72
<b>Total exportaciones no tradicionales</b>	<b>2,043</b>	<b>4,276</b>	<b>7,697</b>	<b>11,664</b>	<b>470.95</b>

Fuente: BCRP, elaborado por los autores

La importancia de las exportaciones de productos no tradicionales en la economía peruana radica principalmente en el valor agregado ya que por

sus características requiere un uso mayor mano de obra, que implica que a mayor crecimiento de dichas exportaciones fomentaría la creación de mayor empleo en el Perú (Vásquez, Morales, & Puch, 2017). Así por ejemplo, la mayor demanda de mano de obra generada por el régimen del sector agrario entre el 2004 y 2017 ha permitido una fuerte reducción de la pobreza en aquellos departamentos que se acogieron. Es así que en los departamentos donde predominan las empresas agroexportadoras la tasa de pobreza se ha reducido en más del 60 por ciento entre estos años, así por ejemplo la región Ica donde se inició el “boom agroexportador”, su tasa de pobreza se redujo drásticamente de un 43.1% en el año 2004 a 3.3% en el 2017 tal como se muestra en la Tabla 2 (BCRP, 2018b).

**Tabla 2: Incidencia de pobreza 2004 – 2017**  
(en porcentajes)

	2004	2017
<b>Perú</b>	<b>58.7</b>	<b>21.7</b>
Ica	43.1	3.3
La Libertad	58.9	23.5
Lambayeque	58.3	18.5
Piura	73.4	28.7

Fuente: INEI (2017), elaborado por los autores

Estudiar los determinantes macroeconómicos de las exportaciones no tradicionales es un tema importante para la investigación económica debido que permite la previsión e implementación de políticas de gobierno con el fin de apoyar a este sector de acelerado crecimiento. Así a nivel internacional existe diversos trabajos que encuentran una relación significativa entre las exportaciones no tradicionales y algunos de sus determinantes macroeconómicos más importantes que modelan la función de exportaciones

utilizando una función de demanda de exportaciones no tradicionales respecto del uso de sus determinantes. Al respecto, como determinantes de las exportaciones no tradicionales se tiene los trabajos de Lazo (2016), Love & Chandra (2005) que utilizan como determinantes al índice de precios de las exportaciones y nivel de ingresos internacional; Bustamante (2015) utiliza el nivel de empleo, índice de tipo de cambio real bilateral y multilateral, PBI peruano e ingreso internacional; Misas, Ramirez, & Silva (2001) emplean a los precios relativos, demanda externa y el nivel de empleo; Villar (1984) utiliza el tipo de cambio nominal e índice de precios al por mayor; Botero & Meisel (1988) emplean el tipo de cambio real, PBI y salario industrial; Steiner & Wüllner (1994) utilizan el tipo de cambio real, PBI y volatilidad del tipo de cambio; Vásquez et al., (2017) estudian sobre la evolución y perspectivas de las exportaciones no tradicionales en el Perú. Respecto de causalidad entre crecimiento económico, exportaciones y deuda del gobierno se tiene el trabajo de Dritsaki (2013); inversión directa extranjera, exportaciones y crecimiento económico los trabajos de Dritsaki & Stiakakis (2014), Szkorupová (2014) y Love & Chandra (2005); precio mundial del producto, tipo de cambio real, ingreso total de los países importadores, variable *dummy* que representan implementación de políticas y deuda el trabajo de Nanang (2010). Asimismo, Arize (2002), Saygili & Saygili (2011), Hossain (2009) estudian el cambio estructural en las exportaciones e importaciones para diversos países y finalmente los trabajos de Szabó (2018), Kolo & Tzanova (2017), Stoevsky (2009) y Sujjaviriyasup (2013) quienes utilizan el Modelo Vector de Corrección de Error (MVCE) para diversas economías para la proyección de sus exportaciones.

El objetivo de estudio es hallar los determinantes macroeconómicos de las exportaciones de productos no tradicionales para el Perú mediante la búsqueda de relaciones de largo plazo. El resto del documento se organiza como sigue: la sección siguiente presenta la metodología econométrica empleada, luego la presentación de los resultados y finalmente las conclusiones más importantes.

## **2. MATERIALES Y MÉTODOS**

La selección de los materiales y métodos para la presente investigación comprende de dos partes: la descripción de los datos a utilizar y la metodología de Johansen para la búsqueda de relaciones de largo plazo propuesta por Johansen (1988) y Johansen & Juselius (1990).

### **2.1 Datos.**

Para el desarrollo de esta investigación se utiliza información secundaria basada en datos disponibles con período mensual entre los años 2000 a 2017 extraídos del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) para las variables peruanas: exportaciones de productos no tradicionales (XNT), índice de tipo de cambio real bilateral (ITCRB) e índice de precios de las exportaciones (IPX). Para las variables extranjeras se utilizó la base de datos del Banco de la Reserva Federal de Estados Unidos (FRED). Para el análisis de los datos se utilizó el software econométrico Stata 14.

### **2.2 Metodología para la búsqueda de relaciones de largo plazo.**

Como primer paso en la presentación de la metodología es determinar las variables a ser utilizadas y verificar si son estacionarias o no estacionarias,

para tal fin se utiliza los tests estadísticos ADF propuesto por Dickey & Fuller (1979) y PP propuesto por Phillips & Perron (1988). Si el estadístico calculado ADF y PP son mayores que los valores críticos, entonces se dice que la variable económica  $X$  es estacionaria o integrada de orden cero, i.e.  $I(0)$ , caso contrario los tests de ADF y PP se realizan en primera diferencia para conseguir que la variable  $X$  sea estacionaria, i.e.  $\Delta X$ , para este caso la variable económica se dice que es integrada de orden uno  $I(1)$ .

Si todas las variables económicas son 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 Johansen (1988) y Johansen & Juselius (1990). La metodología de cointegración se presenta en las líneas siguientes:

Considere un modelo VAR con  $k$  retardos en el proceso  $X$ , está definido por

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

donde  $\varepsilon_t$  es el término de error Gaussiano  $p$ -dimensional con media cero y matriz de varianzas  $\Lambda$ ,  $X_t$  es un vector de variables  $I(1)$  y  $\mu$  es un vector de constantes. Debido que  $X_t$  es no estacionaria, la ecuación (1) puede ser expresada un modelo de corrección de error en primeras diferencias

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

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 (2) 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  $\alpha$  y  $\beta$  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

$$Trace = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3)$$

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

$$\lambda_{m\acute{a}x} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4)$$



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

### 3. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Para la estimación del modelo de exportaciones no tradicionales se sigue los resultados de Bustamante (2015) quien estudio los determinantes de las exportaciones no tradicionales para el caso del Perú. Así el presente estudio halla los determinantes macroeconómicos de las exportaciones de productos no tradicionales peruanas para el período 2000-2017 mediante la búsqueda de relaciones de largo plazo utilizando las determinantes macroeconómicas sugeridas principalmente por Misas et al., (2001) y Bustamante (2015) para el caso peruano y la teoría económica. Al respecto, después de una verificación de los determinantes y diversas estimaciones realizadas mediante la metodología de Johansen y el Modelo Vector de Corrección de Error (MVCE), el presente estudio muestra el procedimiento de la estimación de ecuación de largo plazo que resultó la más representativa para las exportaciones no tradicionales peruanas, cuyo modelo de largo plazo que se desarrolla es la siguiente:

$$XNT_t = \alpha_0 + \alpha_1 GDP_t + \alpha_2 ITCRB_t + \alpha_3 IPX_t + \varepsilon_t$$

donde la variable  $XNT_t$  representa las exportaciones no tradicionales peruanas, la variable  $GDP_t$  representa la producción bruta de Estados Unidos, la variable  $ITCRB_t$  representa al índice de tipo de cambio real bilateral y la variable  $IPX_t$  es el índice de precios de las exportaciones del Perú. Las variables son evaluadas en el período  $t$  que corresponden a información

mensual comprendida entre los años 2000 a 2017. Los valores  $\alpha_0, \dots, \alpha_3$  representan los parámetros a estimar del modelo de largo plazo de las exportaciones no tradicionales peruanas y el término  $\varepsilon_t$  representa los errores del modelo para el mismo período  $t$ .

La presentación de los resultados del presente estudio presenta las estadísticas descriptivas, los tests de estacionariedad ADF de Dickey & Fuller (1979) y PP de Phillips & Perron (1988), estadísticos de retardo óptimo, los tests de cointegración Trace y Max-Eigenvalue propuestos por Johansen (1988) y Johansen & Juselius (1990) y el tests de causalidad de Granger (1980, 1988). Seguidamente para determinar la ecuación de largo plazo buscada se estima el Modelo Vector de Corrección de Error (MVCE) para las exportaciones no tradicionales del Perú.

### **3.1 Estadística descriptiva**

La Tabla 3 muestra la descripción estadística de las variables de estudio para un total de 216 observaciones mensuales de los años 2000-2017 para las variables peruanas exportaciones de productos no tradicionales (XNT), índice de tipo de cambio real bilateral (ITCRB) e índice de precios de las exportaciones (IPX). Como variable proxy que determina la demanda extranjera se considera la producción bruta de Estados Unidos (GDP).

**Tabla 3:** Descripción estadística de las variables de estudio

Lista de variables	Abreviatura	Obs.	Media	Desv. Estánd.	Mínimo	Máximo
Exportación Prod. no Trad. (mill. de \$)	XNT	216	589.90	308.01	148.00	1,246.28
Producción Bruta de EEUU (bill. de \$)	GDP	216	4,876.99	1,056.53	3,000.86	7,536.10
Índice TCR Bilateral	ITCRB	216	103.63	11.31	82.72	122.89
Índice de Precios de Export.	IPX	216	7.58	17.11	-31.58	51.56

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

### 3.2 Test de estacionariedad

Para determinar si las variables a considerar son estacionarias, se utiliza los test de estacionariedad ADF de Dickey & Fuller (1979) y PP de Phillips & Perron (1988). Los resultados se muestran en la Tabla 4, donde se calculan a un nivel de confianza de 95% y 99% utilizando intercepto y tendencia. De los resultados, se concluye que todas las variables evaluadas en su primera diferencia son estacionarias o  $I(0)$ , de este modo las variables en niveles son  $I(1)$  debido que su primera diferencia es  $I(0)$ .

**Tabla 4:** Tests de Estacionariedad

	Con intercepto y sin tendencia		Con intercepto y tendencia	
	Nivel	Primera diferencia	Nivel	Primera diferencia
Variable (XNT)				
Test de ADF	-1.220	-18.690**	-5.437**	-18.657**
Test de PP	-0.576	-19.952**	-5.192**	-19.914**
Variable (GDP)				
Test de ADF	-6.383**	-25.005**	-22.822**	-24.946**
Test de PP	-6.199**	-43.826**	-24.402**	-43.710**
Variable (ITCRB)				
Test de ADF	-1.069	-11.033**	-1.007	-11.014**
Test de PP	-1.149	-10.851**	-1.273	-10.828**
Variable (IPX)				
Test de ADF	-1.987	-10.827**	-2.009	-10.800**
Test de PP	-2.724	-11.074**	-2.776	-11.050**

Nota: Asterisco (\*) y (\*\*) denota serie estacionaria al 1% y 5% de significancia, respectivamente  
Fuente: Elaborado por los autores

### 3.3 Elección del retardo óptimo

Para contrastar la existencia de cointegración mediante el procedimiento de Johansen, es necesario especificar el número óptimo de retardos  $k$  para el modelo VAR con el fin de garantizar que los errores en el Modelo Vector de Corrección de Error (MVCE) sean Gaussianos, es decir que los residuales en MVCE no sufran los problemas de autocorrelación y no

normalidad. Para el contraste de especificación se hace uso de los criterios de información tales como el Criterio de Información de Hannan-Quinn (HQIC), Criterio de Información Bayesiano de Schwarz (SBIC) y el Ratio Likelihood (LR). De los estadísticos se concluye que es adecuado la utilización de 4 retardos como el orden del VAR (Tabla 5).

**Tabla 5:** Tests de elección de retardo óptimo

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-4,701.39				2.20E+14	44.39	44.42	44.45
1	-3,781.98	1,838.80	16.00	0.00	4.40E+10	35.87	36.00	36.18
2	-3,741.16	81.64	16.00	0.00	3.50E+10	35.63	35.86	36.20
3	-3,098.25	1,285.80	16.00	0.00	9.50E+07	29.72	30.05	30.54
4	-3,000.45	195.61*	16.00	0.00	4.4e+07*	28.94*	29.38*	30.02*

Fuente: Elaborado por los autores

### 3.4 Test de cointegración de Johansen

Siguiendo a la metodología propuesta por Johansen (1988) y Johansen & Juselius (1990) se estima los tests de la Trace y Max-Eigenvalue de cointegración a las variables de estudio. La estrategia de los tests empieza con la elección del modelo restrictivo de la Tabla 6 y comparando el test estadístico con el valor crítico al 5% de significancia de la tabla. Si el modelo es rechazado se continúa con la siguiente hipótesis de existencia de  $r$  vectores de cointegración. Este proceso finaliza cuando la hipótesis nula es aceptada por primera vez. Por otro lado, si ninguna de las hipótesis de existencia de vectores de cointegración es aceptadas, el proceso se detiene y las determinantes que se consideraron no guardan una relación de largo plazo, en ese sentido, cabe la posibilidad de estudiar y probar otros determinantes que determinen esa relación de largo plazo. Para este caso, el test de la Trace

sugiere una ecuación cointegrada a un nivel de 5% de significancia debido que la primera hipótesis indica que existe a lo más un vector de cointegración entre las variables consideradas ( $\text{Prob}=0.001<0.05$ ), estos resultados se muestran en la Tabla 6.

**Tabla 6:** Test de la Trace de cointegración

Hipótesis	Estadístico	0.05		
N° de EC(s)	Eigenvalue	Trace	Valor Crítico	Prob.**
Ninguno*	0.167	63.098	47.856	0.001
A lo más 1	0.095	24.587	29.797	0.177
A lo más 2	0.011	3.490	15.495	0.940
A lo más 3	0.006	1.207	3.841	0.272

Test de la Trace indica 1 ecuación cointegrada a un nivel de 0.05

\* denota rechazo de la hipótesis a un nivel de 0.05

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

Fuente: Elaborado por los autores

Asimismo, el test de Max-Eigenvalue de cointegración de la Tabla 7 muestra la existencia de una ecuación cointegrada al 5% de significancia debido que la primera hipótesis indica que existe a lo más un vector de cointegración entre las variables consideradas ( $\text{Prob}=0.001<0.05$ ).

**Tabla 7:** Test de Max-Eigenvalue de cointegración

Hipótesis	Estadístico	0.05		
N° de EC(s)	Eigenvalue	Max-Eigen	Valor Crítico	Prob.**
Ninguno*	0.167	38.511	27.584	0.001
A lo más 1	0.095	21.098	21.132	0.051
A lo más 2	0.011	2.283	14.265	0.983
A lo más 3	0.006	1.207	3.841	0.272

Test de Max-Eigenvalue indica 1 ecuación cointegrada a un nivel de 0.05

\* denota rechazo de la hipótesis a un nivel de 0.05

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

Fuente: Elaborado por los autores

### 3.5 Test de Causalidad de Granger

Para contrastar la robustez del Modelo Vector de Corrección de Error (MVCE) es necesario verificar la relación de causalidad entre las variables incluidas en el modelo, para ello lo que se espera es que las variables GDP, ITCRB e IPX causen unidireccionalmente a las exportaciones no tradicionales peruanas (XNT). Para tal fin se utiliza el test de causalidad de Granger (1980, 1988) que tiene como hipótesis nula ( $H_0$ ) la no causalidad de una cierta variable  $X$  sobre otra variable  $Y$  de interés. Es de esperar que las variables causan unidireccionalmente a la variable exportaciones no tradicionales (XNT) de modo individual y conjunto, es decir que se acepte la hipótesis alterna ( $H_a$ ) de causalidad de las variables GDP, ITCRB e IPX sobre la variable XNT. Al respecto, la Tabla 8 presenta los resultados del análisis de causalidad a los niveles de significancia de 5% y 1%, donde las variables causales se ubican en las filas y las variables causadas en las columnas de la tabla. El análisis se realiza en la segunda columna de la tabla donde la variable exportaciones no tradicionales (XNT) es la variable causada, así la variable GDP causa en sentido de Granger a la variable XNT al 1% de significancia ya que su valor de probabilidad es menor al nivel de significancia (Prob=0.006<0.01). Similarmente, las variables ITCRB e IPX causan en sentido de Granger a la variable XNT al 1% de significancia debido que Prob=0.000<0.01 y Prob=0.049<0.01, respectivamente. Asimismo, las variables en su conjunto causan en sentido de Granger a la XNT ya que el valor de probabilidad es menor a 1% de significancia (Prob=0.000<0.01). De este modo, en el largo plazo las variables exportaciones de productos no tradicionales (XNT) son causadas en sentido de Granger individualmente y de modo conjunto por las variables GDP, ITCRB e IPX que se muestra en la segunda columna de la tabla, lo que da evidencia que el modelo MVCE es

válida para modelar las exportaciones de productos no tradicionales como variable dependiente.

**Tabla 8:** Causalidad de Granger

Y	Variables causadas			
	XNT	GDP	ITCRB	IPX
XNT	-	89.241 (0.000)**	3.472 (0.062)	3.960 (0.047)*
GDP	7.527 (0.006)**	-	0.010 (0.917)	3.832 (0.050)
ITCRB	29.585 (0.000)**	5.960 (0.015)**	-	0.002 (0.962)
IPX	3.888 (0.049)**	0.066 (0.796)	6.318 (0.012)*	-
Todos	35.817 (0.000)**	156.48 (0.000)**	11.171 (0.011)*	12.527 (0.006)**

Fuente: Elaborado por los autores

### 3.6 Análisis de la dinámica de largo plazo

**Tabla 9:** Resultados del modelo MVCE

VEC(4)	XNT		GDP		ITCRB		IPX	
	Coefficiente	p	Coefficiente	p	Coefficiente	p	Coefficiente	p
	constante	0.724	0.925	9.002**	0.000	-0.052	0.717	0.505
CE L1	-0.279**	0.000	0.023	0.296	-0.002*	0.054	-0.019**	0.000
XNT L1	-0.106	0.201	-0.030	0.272	0.003*	0.034	0.010	0.080
GDP L1	0.436**	0.001	-0.218**	0.000	0.002	0.409	0.009	0.312
ITCRB L1	3.600	0.336	-1.427	0.251	0.375**	0.000	-0.167	0.536
IPX L1	0.179	0.850	0.522	0.098	-0.015	0.387	0.226**	0.001
XNT L2	-0.016	0.839	-0.033	0.206	0.001	0.464	0.008	0.161
GDP L2	0.451**	0.001	-0.220**	0.000	0.002	0.321	0.010	0.254
ITCRB L2	-1.350	0.729	-1.638	0.207	-0.252**	0.001	0.179	0.526
IPX L2	-1.353	0.161	0.127	0.691	0.008	0.629	0.175*	0.038
XNT L3	0.003	0.964	-0.071**	0.003	0.001	0.557	0.008	0.098
GDP L3	0.493**	0.000	0.787**	0.000	0.002	0.315	0.012	0.208
ITCRB L3	-0.258	0.945	0.951	0.448	0.107	0.127	-0.167	0.539
IPX. L3	1.128	0.240	0.247	0.439	-0.023	0.184	-0.055	0.422

\* Representa significancia al 5%

\*\* Representa significancia al 1%

Fuente: Elaborado por los autores

La Tabla 9 muestra los resultados del Modelo Vector de Corrección de Error (MVCE) propuesto por Johansen (1985) y los coeficientes de corrección de error (representado por CE L1 en la tabla) para las cuatro variables en el sistema. Los coeficientes de corrección de error del MVCE

miden la velocidad de ajuste de cada una de las variables ante la presencia de un shock momentáneo sobre el equilibrio de largo plazo del vector de cointegración.

Cuando este sistema se encuentra en equilibrio, este parámetro es cero (CE L1=0) y diferente de cero en otro caso. Para la estimación se espera que este coeficiente de corrección sea menor que cero (CE L1<0) para que los errores se corrijan y converja a sus valores de largo plazo dado que la existencia de algún desequilibrio a corto plazo es corregida en el período siguiente en un valor porcentual del coeficiente de corrección de error (CE L1). De los resultados, se verifica que el valor del coeficiente es un valor de CE L1=-0.279 menor que cero y estadísticamente significativo al 1% de significancia ( $p=0.000<0.01$ ), lo que indica que de los posibles shocks que afecta al modelo en el corto plazo, son corregidos período a período en un 27.9% y de este modo el modelo de exportaciones no tradicionales converge a su equilibrio de largo plazo, es decir, el modelo se mantiene estable en el largo plazo. Los resultados también muestran que con excepción de GDP la velocidad de ajuste en el TCRB es de 0.2% y 1.9% en el IPX.

### **3.7 Modelo de largo plazo**

Utilizando los resultados del Modelo Vector de Corrección de Error (MVCE) de la Tabla 9 se determina la ecuación de largo plazo de las exportaciones no tradicionales mediante la ecuación normalizada de Johansen. De los resultados de la ecuación normalizada, se obtuvo una significancia global con una distribución  $\chi^2$  con 3 grados de libertad. El test



estadístico  $z$  para GDP es -11.39 la que excede al 99% del valor crítico. En el caso de ITCRB el test estadístico es 7.32 siendo altamente significativo al igual que test estadístico de IPX con un valor de 3.59 que excede al 99% del valor crítico. De este modo, las variables GDP, ITCRB e IPX mantienen una relación de largo plazo con las exportaciones no tradicionales peruanas (XNT). Seguidamente, el modelo de largo plazo estimado a partir del Modelo Vector de Corrección de Error (MVCE) es el siguiente:

$$XNT_t = 629.188 + 0.200GDP_t - 10.193ITCRB_t - 2.414IPX_t$$

	(0.000)	(0.000)	(0.000)
<i>(elasticidad)</i>	1.656	-1.791	-0.031

La ecuación de largo plazo indica a partir de los coeficientes estimados que la producción bruta de EEUU (GDP) tiene una influencia positiva, el índice de tipo de cambio real bilateral (ITCRB) una influencia negativa y el índice de precios de las exportaciones (IPX) guarda una influencia negativa sobre las exportaciones de productos no tradicionales (XNT). Respecto a sus efectos de cada variable sobre las exportaciones no tradicionales, se calculó los efectos marginales de las variables dado por la

expresión de elasticidad  $\varepsilon = \frac{\partial Y}{\partial X} \frac{\bar{X}}{\bar{Y}}$  para las variables del sistema. Así se

encontró que ante una variación de una unidad porcentual de la producción bruta de EEUU (GDP), las exportaciones no tradicionales se incrementan en 1.656%; para una variación de 1% del índice de tipo de cambio real bilateral (ITCRB), su efecto es de -1.791% sobre las exportaciones no tradicionales. Esto se debería a un efecto hoja de balance debido que que los exportadores importan bienes de capital e insumos en dólares y el incremento del tipo de cambio les genera más costos adicionales que los ingresos adicionales que

tienen por exportar productos con reducido valor agregado. Para el caso del índice de precios de las exportaciones (IPX), la ecuación de largo plazo indica un efecto de -0.031% sobre las exportaciones no tradicionales (XNT) resultados que son concisos con lo encontrado por Bustamante (2015) para los períodos 2012-2015 quien encontró que la demanda del exterior (GDP) juega un papel importante en la determinación de las exportaciones de productos no tradicionales para el caso peruano al igual que las variables índice del tipo de cambio real y multilateral. Al respecto, en estimaciones previas en el presente trabajo se encontró que el tipo de cambio real multilateral no afecta a las exportaciones no tradicionales, al igual que el desempleo es por ello que no figura en el modelo estimado en el presente trabajo por haber resultado no significativas y no guardan relación econométrica con la variable de estudio.

#### **4. CONCLUSIONES**

El presente trabajo verifica los principales determinantes de las exportaciones de productos no tradicionales en el Perú utilizando información estadística mensual para los períodos 2000-2017. Haciendo uso de la metodología de cointegración de Johansen se encontró una ecuación de largo plazo entre las exportaciones de productos no tradicionales (XNT), producción extranjera (GDP), índice de tipo de cambio real bilateral (ITCRB) y el índice de precios de las exportaciones (IPX). De los resultados de la causalidad de Granger, se encontró que para el largo plazo las exportaciones de productos no tradicionales (XNT) son causadas unidireccionalmente por las variables producción extranjera (GDP), índice de tipo de cambio real bilateral (ITCRB) y el índice de precio de las exportaciones (IPX) a un nivel

de 1% de significancia estadística evaluada individual y conjuntamente. Seguidamente, estimando el Modelo Vector de Corrección de Error (MVCE) se encontró que el valor del coeficiente de corrección de error (CE LI) tiene un valor igual a -0.279 (menor que cero) y estadísticamente significativo al 1% de significancia ( $p=0.000<0.01$ ), lo que indica que de los posibles shocks que afecta al modelo en el corto plazo, son corregidos período a período en un 27.9% y de este modo el modelo de exportaciones no tradicionales converge a su equilibrio de largo plazo manteniendo su estabilidad.

Del modelo de corto plazo (MVCE), se estima la ecuación de largo plazo para las exportaciones de productos no tradicionales (XNT) donde indica que la producción bruta de EEUU (GDP) tiene una influencia positiva, el índice de tipo de cambio real bilateral (ITCRB) una influencia negativa y el índice de precios de las exportaciones (IPX) guarda una influencia negativa sobre las exportaciones de productos no tradicionales (XNT) a un nivel de 1% de significancia estadística para cada determinante. Respecto a sus efectos marginales, se encontró que ante una variación de una unidad porcentual de la producción bruta de EEUU (GDP), las exportaciones no tradicionales se incrementan en 1.656%; para una variación de 1% del índice de tipo de cambio real bilateral (ITCRB), su efecto es de -1.791% sobre las exportaciones no tradicionales y para el caso del índice de precios de las exportaciones (IPX), se halló un efecto marginal igual a -0.031% sobre las exportaciones de productos no tradicionales (XNT).

Finalmente, los resultados de la presente investigación son de utilidad a los formuladores de políticas para conocer los principales determinantes macroeconómicos de las exportaciones de productos no tradicionales en el

Perú a través de una relación de largo plazo con la producción bruta de EEUU, índice de tipo de cambio real bilateral e índice de precios de las exportaciones que permitan tomar mejores decisiones.

## **AGRADECIMIENTOS**

Los autores agradecen a Dios nuestro Señor por la guía y bendición. Asimismo, agradecen a los revisores anónimos que contribuyeron con sus aportaciones para mejorar el trabajo y al profesor Roberto Arpi Mayta por su colaboración y motivación para la publicación del presente manuscrito.

## **5. REFERENCIA BIBLIOGRÁFICA**

Arize, A. C. (2002). Imports and exports in 50 countries. Tests of cointegration and structural breaks. *International Review of Economics and Finance*, 11(1), 101–115. [https://doi.org/10.1016/S1059-0560\(01\)00101-0](https://doi.org/10.1016/S1059-0560(01)00101-0)

BCRP. (2018a). *Aspectos metodológicos de la balanza comercial*. Retrieved from <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Guia-Metodologica/Guia-Metodologica-07.pdf>

BCRP. (2018b). *Reporte de Inflación: Panorama actual y proyecciones macroeconómicas 2018-2019*. Retrieved from <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Reporte-Inflacion/2015/enero/reporte-de-inflacion-enero-2015.pdf>

BCRP. (2018c). Sistema de Consultas Estadísticas de la Balanza Comercial, varios años. Retrieved August 6, 2018, from <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/mensuales/balanza-comercial>

- Botero, C., & Meisel, A. (1988). Funciones de oferta de las exportaciones menores colombianas. *Ensayos Sobre Política Económica*, 13.
- Bustamante, R. (2015). Determinantes de las exportaciones no tradicionales en el Perú 2002 - 2015. *Pensamiento Crítico*, 20, 53–68.
- 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>
- Dritsaki, C. (2013). Causal Nexus between Economic Growth, Exports and Government Debt: The case of Greece. *Procedia Economics and Finance*, 5(13), 251–259. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(13\)00031-2](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(13)00031-2)
- Dritsaki, C., & Stiakakis, E. (2014). Foreign Direct Investments, Exports, and Economic Growth in Croatia: A Time Series Analysis. *Procedia Economics and Finance*, 14(1992), 181–190. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(14\)00701-1](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(14)00701-1)
- FRED. (2018, July 27). Statistics Information. Retrieved August 17, 2018, from <https://fred.stlouisfed.org/series/GDP>
- 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)
- Hossain, A. A. (2009). Structural change in the export demand function for

Indonesia: Estimation, analysis and policy implications. *Journal of Policy Modeling*, 31(2), 260–271.  
<https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2008.06.003>

INEI. (2017). Cifras de Pobreza - Instituto Nacional de Estadística e Informática. Retrieved August 6, 2018, from <https://www.inei.gob.pe/cifras-de-pobreza/>

Johansen, S. (1985). The Mathematical Structure of Error Correction Models. *Contemporary Mathematics*, 80, 359–386. Retrieved from <http://www.dtic.mil/dtic/tr/fulltext/u2/a163344.pdf>

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., & 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>

Kolo, H., & Tzanova, P. (2017). Forecasting the German forest products trade: A vector error correction model. *Journal of Forest Economics*, 26, 30–45. <https://doi.org/10.1016/j.jfe.2016.11.001>

Lazo, F. (2016). Un modelo de oferta exportable para productos no tradicionales del Perú: Período 2004 - 2016. *Semestre Económico*, 5.

Love, J., & Chandra, R. (2005). Testing export-led growth in Bangladesh in a multivariate VAR framework. *Journal of Asian Economics*, 15, 1155–1168. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2004.11.009>

Mackinnon, J., Haug, A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution

- functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 577(September 1996), 563–577. [https://doi.org/https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199909/10\)14:5<563::AID-JAE530>3.0.CO;2-R](https://doi.org/https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199909/10)14:5<563::AID-JAE530>3.0.CO;2-R)
- Misas, M., Ramirez, M., & Silva, L. (2001). *Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes* (Estudios Económicos). Bogotá.
- Nanang, D. M. (2010). Analysis of export demand for Ghana's timber products: A multivariate co-integration approach. *Journal of Forest Economics*, 16(1), 47–61. <https://doi.org/10.1016/j.jfe.2009.06.001>
- Phillips, G. D. A., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. <https://doi.org/10.2307/2336182>
- Saygili, H., & Saygili, M. (2011). Structural changes in exports of an emerging economy: Case of Turkey. *Structural Change and Economic Dynamics*, 22(4), 342–360. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2011.08.001>
- Steiner, R., & Wüllner, A. (1994). Efecto de la volatilidad de la tasa de cambio en las exportaciones no tradicionales. *Coyuntura Económica*, Vol. XXIV(4), 139–153. Retrieved from <http://hdl.handle.net/11445/2264>
- Stoevsky, G. (2009). *Econometric Forecasting of Bulgaria's Export and Import Flows* (DP/77/2009).
- Sujjaviriyasup, T. (2013). Agricultural Product Forecasting Using Machine Learning Approach. *Journal of Mathematics Analysis*, 7(38), 1869–1875.

- SUNAT. (2018). Estadísticas y estudios. Retrieved August 29, 2018, from [http://www.sunat.gob.pe/estad-comExt/modelo\\_web/anuario11.html](http://www.sunat.gob.pe/estad-comExt/modelo_web/anuario11.html)
- Szabó, L. (2018). *Forecasting external demand using bvar models* (MNB Occasional Papers).
- Szkorupová, Z. (2014). A Causal Relationship between Foreign Direct Investment, Economic Growth and Export for Slovakia. *Procedia Economics and Finance*, 15(14), 123–128. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(14\)00458-4](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(14)00458-4)
- Vásquez, C., Morales, R., & Puch, M. (2017). Exportaciones no tradicionales en los últimos 5 años: El boom agroexportador. *Revista Moneda*, 172(1), 40–44.
- Villar, L. (1984). *Determinantes de la evolución de las exportaciones menores en Colombia 1960-1981* (Quinta Reunión Regional Latinoamericana de la Sociedad Econométrica).