

UN MODELO DE OFERTA EXPORTABLE PARA PRODUCTOS NO TRADICIONALES DEL PERÚ: PERIODO 2004 - 2016

AN EXPORT MODEL FOR NON-TRADITIONAL PRODUCTS OF PERU: PERIOD 2004 – 2016

*Froilán Lazo Flores **

RESUMEN

En los últimos quince años, las exportaciones no tradicionales del Perú han pasado de un valor de US\$ 2 044 millones en el año 2000, a US\$ 10 857 en el 2015; lo cual significa un crecimiento total de 430% y un crecimiento promedio anual del 28%. Esto se debe en parte, a la diversificación de la oferta exportable, las ventajas competitivas que posee cada sector de exportación y a los Acuerdos Comerciales (Tratados de Libre Comercio) del Perú con diferentes países y bloques económicos. Este documento presenta un modelo econométrico para las exportaciones no tradicionales del Perú en el periodo enero 2004- abril 2016, y por tratarse de series de tiempo, primero se realizan pruebas de raíces unitarias y de estacionariedad a cada una de las series económicas involucradas en el modelo de oferta exportable, utilizando los contrastes de Dickey-Fuller, Phillips-Perron y KPSS, que resultaron ser todas, integradas de orden 1. Para verificar la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las series económicas, se utilizan dos metodologías de Cointegración relativamente recientes: Johansen y Pesaran, Shin y Smith, resultando que efectivamente existe cointegración entre las series económicas y por tanto, se formulan los correspondientes Modelos de Corrección de Errores. Los resultados muestran que las variables Índice de Precios de las Exportaciones y el Ingreso de los

* Doctor en Economía y Gestión y Docente Principal del Departamento de Ingeniería Económica de la Universidad Nacional del Altiplano, Puno-Perú. flazo@unap.edu.pe

El artículo fue recibido 02 de junio 2016 y su publicación aprobada el 28 de junio de 2016.

importadores (Ingreso Externo), son determinantes para explicar el comportamiento de las exportaciones no tradicionales del Perú.

Palabras clave: *Exportaciones no tradicionales, ventajas competitivas, contrastes de raíz unitaria, cointegración, modelo de corrección de errores.*

ABSTRACT

In the last fifteen years, non-traditional exports from Peru have gone from a value of US \$ 2 044 million in the year 2000, to US \$ 10 857 in 2015; which means a total growth of 430% and an average annual growth of 28%. This is partly due to the diversification of the exportable supply, the competitive advantages that each export sector has and to the Trade Agreements (Free Trade Agreements) of Peru with different countries and economic blocs. This document presents an econometric model for non-traditional exports from Peru in the period January 2004-April 2016, and because they are time series, first tests of unit roots and stationarity are performed on each of the economic series involved in the model of exportable supply, using the contrasts of Dickey-Fuller, Phillips-Perron and KPSS, which turned out to be all, integrated in order 1. To verify the existence of long-term equilibrium relationships between the economic series, two methodologies are used. Relatively recent cointegration: Johansen and Pesaran, Shin and Smith, resulting in the fact that there is effectively cointegration between the economic series and, therefore, the corresponding Error Correction Models are formulated. The results show that the variables Export Price Index and Importer Income (External Income) are determinants to explain the behavior of non-traditional exports from Peru.

Keywords: *Non-traditional exports, competitive advantages, unitary root contrasts, cointegration, error correction model.*

1. INTRODUCCIÓN

El sector exportador no tradicional en la economía peruana tiene un rol fundamental como motor de crecimiento, es generador de empleo e impulsor del desarrollo descentralizado del país. Es así, que en los últimos quince años el comercio exterior del Perú ha experimentado cambios importantes, se pasó principalmente de exportaciones tradicionales, a un *boom* de las exportaciones no tradicionales, en especial del sector agroexportador, textiles, pesquero, metal-mecánica y manufactura.

Si bien gran parte del desarrollo del comercio exterior se debió al contexto internacional favorable, también se debe tener presente que la nueva canasta de productos de exportación no tradicional se ha diversificado y con valor agregado, en muchos casos intensivos en mano de obra. En el año 2000 el Perú exportaba por un valor de US\$ 2 044 millones, el cual representaba el 29% del total de las exportaciones; en el 2015 se exportó por un monto de US\$ 10 857 representando el 32% de las exportaciones totales. Esto significa que las exportaciones no tradicionales crecieron en 430% y a un promedio anual cercano al 28%.

En el año 2003, el Ministerio de Comercio Exterior y Turismo (MINCETUR) con la participación de las entidades del sector público y del sector privado vinculadas al comercio exterior, dieron un primer paso adelante e impulsaron la implementación del Plan Estratégico Nacional Exportador con un horizonte de 10 años y luego hasta el año 2025. En dicho lapso, se ha conseguido que el sector de Exportaciones no tradicionales ampliara su oferta exportable.

Parte del desarrollo que ha experimentado el país en los últimos años se debe a la implementación de una ambiciosa política de apertura comercial que ha permitido al país contar hoy con diecisiete acuerdos comerciales en vigencia con las principales economías del mundo, entre ellas, Estados Unidos, Unión Europea, China y Japón. Asimismo, el Perú mantiene importantes procesos de negociación en curso, como el caso de la

Alianza del Pacífico y el Acuerdo de Asociación Transpacífico (TPP, por sus siglas en inglés), foros de integración formados por países con sólidas políticas macroeconómicas y de desarrollo, así como un clima favorable para la inversión. Sin embargo, un tema pendiente e ineludible que el Perú debe enfrentar es cómo lograr depender cada vez menos de la producción de bienes primarios y los vaivenes de sus cotizaciones internacionales.

Este trabajo de investigación se divide en dos partes en lo que respecta a Resultados y Discusión. El primero, trata sobre las exportaciones no tradicionales, la canasta de bienes y servicios (oferta exportable), principales productos exportados por sectores económicos, las ventajas comparativas y competitivas de cada sector, los principales países de destino y los acuerdos comerciales, Tratados de Libre Comercio (TLC) vigentes y otros aún en negociación.

En la segunda parte, se formula un modelo econométrico para estimar la oferta exportable como función de variables tales como Términos de Intercambio, Ingreso Interno, Índice de Precios de las Exportaciones, Ingreso Externo (aproximado por el ingreso personal disponible de los Estados Unidos). Al no resultar estadísticamente significativas los parámetros asociados a las dos primeras variables explicativas, se excluyen del modelo final. Asimismo, por tratarse de información estadística de series temporales, primero se realizan pruebas de raíces unitarias y de estacionariedad a cada una de las series económicas involucradas en el modelo de oferta exportable, utilizando los contrastes de Dickey-Fuller, Phillips-Perron y KPSS, que resultaron ser todas, integradas de orden 1 para verificar la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las series económicas, se utilizan dos metodologías de Cointegración: Johansen y Pesaran-Shin-Smith, resultando que efectivamente existe cointegración entre las series económicas. Finalmente, se formulan los correspondientes Modelos de Corrección de Errores para ambos modelos. Los resultados muestran que las variables Índice de Precios de las Exportaciones y el Ingreso de los importadores (Ingreso Externo), son determinantes para explicar el comportamiento de las exportaciones no tradicionales del Perú.

2. MARCO TEÓRICO

2.1 Conceptos básicos de las variables en estudio

En esta sección se describen algunos conceptos básicos referidos al comercio exterior, especialmente a las exportaciones no tradicionales.

Exportación no tradicional

Productos de exportación que tienen cierto grado de transformación o aumento de su valor agregado, y que históricamente no se transaban con el exterior en montos significativos.

Exportación tradicionales versus exportaciones no tradicionales

Según el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), las **exportaciones tradicionales** incluyen básicamente productos mineros, agrícolas, hidrocarburos y harina de pescado determinados por el Decreto Supremo 076-92-EF. Son considerados como **exportaciones no tradicionales** las demás partidas arancelarias no señaladas en esa norma y son productos que tienden a tener un mayor valor agregado. Para fines de presentación el BCR los agrupa en agropecuarios, textiles, pesqueros, maderas y papeles, químicos, metal-mecánicos, sidero-metalúrgicos y joyería, minería no metálica y otros.

Diversificación de la oferta exportable.

La política comercial del Perú ha permitido integrar al país a los grandes flujos del comercio mundial. Los acuerdos comerciales brindan un mecanismo diferente para las empresas peruanas y su correcto aprovechamiento genera oportunidades de desarrollo a largo plazo, por lo que sus beneficios deben ser maximizados para llegar en condiciones de competitividad al mercado internacional.

El aprovechamiento de los acuerdos comerciales se da a través del impulso de la actividad empresarial, en donde el Estado brinda las condiciones necesarias para el desarrollo de negocios competitivos, y el sector privado genera bienes y servicios con la capacidad de competir en costos, tiempos y calidad en el mercado global.

Las exportaciones no tradicionales y la innovación

La continua innovación ayuda a que las empresas mejoren sus resultados por medio de la creación de ventajas competitivas y/o comparativas, y de diferenciación del producto. Por lo tanto, es necesario examinar los procesos que intervienen para la creación, difusión y uso del conocimiento, a través de la revisión de las condiciones, normativas y políticas que influyen en el mercado y su funcionamiento. Además, cabe resaltar la creciente importancia de las tecnologías de la información y telecomunicaciones (TIC), para que las empresas vayan más allá en la generación de información y su manejo básico, sino que logren analizarla para la toma de decisiones y actividades de innovación.

Índice de términos de intercambio

Una de las variables macroeconómicas que se utilizará en las estimaciones econométricas son los términos de intercambio. Esta variable se calcula empleando la fórmula del índice encadenado de Fisher. El índice de Fisher permite reducir el sesgo de sustitución ante cambios en los precios relativos (principal defecto del índice de Laspeyres) o de subestimación de los resultados al asumir que la canasta corriente es la relevante para el periodo base (principal defecto del índice Paasche), al obtenerse del promedio geométrico de los dos índices señalados. Adicionalmente, se ha dejado de utilizar una base fija, con lo cual se elimina el problema de que la canasta base deje de ser representativa, sobre todo al trabajarse con una serie larga de tiempo.

Ventaja Competitiva

Michael Porter, creador de la teoría de La Ventaja Competitiva elaboró su “Modelo de Competitividad”, que consistía en la permanente búsqueda de la eficiencia y la calidad para incrementar la productividad, que conducía hacia la competitividad. Se entiende como Ventaja Competitiva: La capacidad de un país para producir un bien en mejores condiciones de calidad, cantidad, eficiencia y costo, manteniendo e incrementando permanentemente la capacitación, investigación e innovación tecnológica en un ambiente competitivo. Este Modelo no desplaza al otro que se basa en la Ventaja Comparativa, sino que lo complementa. En consecuencia, la abundancia de factores o de recursos naturales, como soporte para el desarrollo del comercio y posterior desarrollo del país o región, es la base para construir Ventajas Competitivas.

2.2 Antecedentes

Vásquez (2015), en su estudio “Determinantes del crecimiento agroexportador en el Perú”, analiza los determinantes del crecimiento agrícola exportador entre los años 1998 y 2014. Sobre esa base, se plantean las posibilidades y limitaciones para un mayor desarrollo del sector.

Según la autora, el notable crecimiento del sector agrícola de los últimos años, es el resultado de la confluencia de múltiples factores, entre los cuales se pueden destacar:

- El desarrollo tecnológico, con mejor tecnificación del riego y mejoras en el manejo agronómico y en la gestión agroindustrial;
- Adecuado trabajo sanitario, control de la mosca de la fruta y establecimiento de protocolos sanitarios por parte del Servicio Nacional de Sanidad Agraria (SENASA).
- Expansión de mercados de destino a través de los Tratados de Libre Comercio (TLC) y promoción de la oferta exportable.

En lo respecta al primer punto, la autora Vásquez enfatiza que el desarrollo tecnológico ha marcado el rumbo del desarrollo del sector agroexportador. En lo agrícola, hacia un manejo más técnico del campo con

estudio de suelos, optimización del riego con lo cual se podría ampliar el área de cultivo, instalación de invernaderos, una red de reservorios en la sierra, uso de aguas tratadas y recuperación de tierras eriazas.

En lo concerniente a la expansión de mercados la autora considera que “...la ampliación de los mercados encontró una gran oportunidad en el marco de apertura comercial que ofrecen los Tratados de Libre Comercio con beneficios arancelarios. Esto ha contribuido a reforzar nuestras relaciones comerciales con nuestros principales socios comerciales (China, Estados Unidos y la Unión Europea), con otros países del continente (Canadá, México, Chile, Panamá, Cuba, Costa Rica y Venezuela), países asiáticos (República de Corea, Singapur, Tailandia y Japón), países de la Comunidad Andina (Bolivia, Colombia y Ecuador) y del Mercado Común del Sur (Argentina, Brasil, Uruguay y Paraguay).”

También el estudio añade “...existen también otras oportunidades de expansión. Entre los países con notable importación de alimentos como Corea del Sur (importa 75 por ciento de los alimentos que consume); Arabia Saudita, el más grande importador de alimentos entre los países del Consejo de Cooperación del Golfo, con una población de 29 millones de habitantes de elevados ingresos; Rusia occidental (importa fruta fresca) donde se concentra 80 por ciento de la población (114 millones de habitantes) y Canadá como destino de productos orgánicos, a través de la promoción de la oferta exportable. También entre países con crecientes tasas de urbanización y de ingresos como China.”

Arévalo, Lima y Araújo; (2014), en su estudio relacionado con los determinantes de la oferta de exportación de mango peruano, concluyen que el Perú es el sexto productor mundial de mango y que posee una ventaja comparativa n lo relacionado a la productividad. Asimismo, una buena parte del mango se consume internamente o se destina a la agroindustria y el 22% de la producción total se exporta. También se observa que los departamentos de Piura y Lambayeque son los que concentran el 88% de la producción nacional.

Desde el punto de vista econométrico, el objetivo del trabajo “...fue analizar los factores determinantes de las exportaciones de mango realizadas por el Perú, dando un mayor enfoque a los principales mercados de destino, como son los Estados Unidos y la Unión Europea para el período de 2000 a 2011, para tal fin, se utilizó el Modelo de Vector de Corrección del Error. La elección del modelo es comentada en la metodología”.

Las variables utilizadas para explicar los determinantes de exportación de mango son precios domésticos, los precios al por mayor en los Estados Unidos y la Unión Europea, la renta interna de los Estados Unidos y la Unión Europea y el tipo de cambio euro/dólar. Los resultados muestran que los precios internacionales y la renta de los importadores, son determinantes para explicar la exportación de esta fruta.

Los resultados obtenidos muestran que de las variables utilizadas en el modelo, los precios domésticos y los precios al por mayor en la Unión Europea muestran resultados estadísticamente significativos. “A partir del análisis se observa que si existe un aumento de los precios domésticos de mango en el Perú, la cantidad exportada tendería a disminuir. Por su parte, y lejos de lo que se esperaba, si los precios al por mayor en la Unión Europea suben, la cantidad exportada de mango tiende a caer. Este comportamiento puede explicar el fuerte consumo interno que el Perú presenta, el cual ante un aumento del precio domestico hace con que la cantidad exportada tienda a disminuir. Con relación a los precios internacionales, este comportamiento nos muestra que las exportaciones de mango no dependen de los precios en los dos mercados analizados. Se hace importante mencionar, que gran parte de la cantidad exportada de mango entra vía Róterdam (Holanda), el mismo que posee una de las tarifas más bajas. El supuesto de que los precios de un bien en un mercado de grande destino afecta las intenciones de oferta de exportación, no se válida para esta fruta. Los precios al por mayor en los Estados Unidos de América” (Arévalo, Lima y Araújo, 2014).

3. MATERIALES Y MÉTODOS

3.1 Modelo Econométrico.

Para cuantificar las relaciones existentes entre las exportaciones no tradicionales y las variables explicativas se plantea el siguiente modelo de regresión lineal múltiple:

$$XNT_t = \beta_0 + \beta_1 IPX_t + \beta_2 YEX_t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Donde las variables están expresadas en logaritmos.

XNT_t = Valor de las exportaciones no tradicionales, medido en millones de dólares

IPX_t = Índice de precios de las exportaciones (Base 2009=100).

YEX_t = Nivel de ingreso internacional (PNB *per cápita* de los EEUU)

ε_t = perturbación estocástica

β_i = Parámetros a ser estimados ($i = 1, 2$). Se espera que los coeficientes estimados sean positivos.

El periodo de estudio es enero 2004 y abril del 2016. Los resultados de las estimaciones econométricas muestran que los signos de los parámetros estimados son los esperados, los coeficientes son estadísticamente significativos, tal como se muestra en la parte de Anexos, Cuadro A11.

3.2 Econometría de series de tiempo.

El análisis de **series de tiempo** macroeconómicas ha adquirido un uso tan frecuente e intensivo en la explicación de fenómenos económicos

del mundo real, cuya aplicación va desde la verificación de ciertos modelos teóricos hasta la predicción de ciertas variables. Esta última característica es particularmente útil en la evaluación de proyectos, planificación estratégica, diseño de política económica, etc.

La econometría tradicional, supone implícitamente que en el análisis de regresión con series de tiempo, éstas son estacionarias; es decir, que el valor de su media y la varianza de la serie no varían sistemáticamente con el tiempo. Sin embargo, se ha comprobado empíricamente que la mayoría de series de tiempo económicas muestran una tendencia estocástica en su comportamiento; es decir, son no estacionarias. Esta situación invalida el procedimiento convencional de prueba de hipótesis, basado en las pruebas t , F , chi-cuadrado, R^2 pruebas de hipótesis y demás.

En la literatura concerniente para determinar el orden de integrabilidad de una variable, existen dos tipos de procedimientos: los empleados en la metodología Box-Jenkins y los procedimientos basados en contrastes. Los primeros, consisten en un examen gráfico de la serie y de los correlogramas. Si la serie es estacionaria la función de autocorrelación simple declina rápidamente.

La metodología Box-Jenkins se apoya a su vez en tests de Ljung-Box y Box-Pierce, basados precisamente en la estimación de los coeficientes de autocorrelación simple. Estos contrastes, detectan cualquier tipo de mala especificación y mantienen bajo la hipótesis nula que el

proceso es *ruido blanco*, (definido como la sucesión de variables aleatorias con esperanza cero, varianza constante e independientes en el tiempo).

Sin embargo, estos procedimientos no presentan la formalidad requerida y sus resultados podrían ser utilizadas discrecionalmente, por lo que hace necesario utilizar contrastes más formales tales como el de Dickey-Fuller Aumentado (DFA), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), Dickey y Pantula (DP), Xivot-Andrews (ZA), Bierens (B). No obstante, al rápido avance de los contrastes de raíz unitaria, se ha hecho fuertes críticas a esas pruebas tradicionales, ya que están basadas sólo en criterios estadísticos y tiene baja potencia para rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad; es decir, la mayoría de pruebas están sesgadas a concluir que las series económicas son no estacionarias, aun cuando realmente existe estacionariedad, tal como ha probado Rómulo Chumacero para un conjunto de series de tiempo chilenas.

Por otro lado, la teoría de la *Cointegración* ha generado en los últimos años un gran interés en el análisis econométrico tanto en la parte teórica como aplicada. El hecho de que esta estrategia de modelización dinámica se centre en las relaciones de equilibrio de largo plazo entre variables, la ha ubicado como un instrumento fundamental para enfrentar al contraste de las relaciones de equilibrio postuladas por la teoría económica, a la vez que permite la estimación de modelos econométricos que incorporan la información que proporcionan estas relaciones, lo que ha venido por conocerse como Mecanismo de Corrección de Errores (MCE).

3.3 Contrastes de Raíz Unitaria y de Estacionariedad.

Puesto que la información estadística utilizada en este trabajo corresponde a series de tiempo, es usual realizar pruebas de raíces unitarias de cada una de las series económicas que son empleadas en la ecuación de regresión. En general, la mayoría de variables macroeconómicas son no estacionarias, lo cual invalidaría el procedimiento convencional de prueba de hipótesis, basado en las pruebas t , F , chi-cuadrado y otras.

La metodología Box-Jenkins se apoya en el test de Ljung-Box y Box-Pierce, basados precisamente en la estimación de los coeficientes de autocorrelación simple. Sin embargo, estos procedimientos no presentan la formalidad requerida y sus resultados podrían ser utilizados discrecionalmente, por lo que en la presente investigación se utiliza los tests de Dickey-Fuller Aumentado (DFA), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

3.3.1. El test de Dickey-Fuller Aumentado (DFA)

Este contraste consiste en estimar las siguientes regresiones: El modelo presenta tres procesos generadores de datos (PGD):

- (i) Modelo con tendencia e intercepto

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

- (ii) Modelo con intercepto, pero sin tendencia

$$\Delta y_t = a_0 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

- (iii) Modelo sin componentes determinísticos

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

Asimismo, el contraste DFA asume que los errores de la ecuación de regresión son ruido blanco; es decir, no están autocorrelacionados ni son

heteroscedásticos. La hipótesis nula establece que la serie económica tiene una raíz unitaria.

Uno de los problemas que presenta este contraste una baja potencia para rechazar la hipótesis nula, o sea está sesgada a aceptar que la serie económica tiene una raíz unitaria. Adicionalmente, un problema operativo es ¿qué modelo (PGD) utilizar? y ¿cuál debería ser el número de retardos de la parte aumentada?

Para el primer caso podría utilizarse la estrategia de Dolado, Jenkinson y Sosvilla- Rivero (Enders, 2004). Ploteando los datos se obtienen los gráficos con evolución temporal de las variables, las cuales representan un importante indicador de la presencia de regresores determinísticos. Para el segundo caso, el número de retardos óptimo es cuando los residuales de la regresión ADF sean ruido blanco. Algunos analistas sugieren que debe empezarse con el siguiente número de retardo $T^{1/3}$, siendo T el tamaño muestral.

3.3.2. El Contraste de Phillips-Perron (PP)

El contraste de Phillips-Perron (PP) es una generalización de los procedimientos de Dickey y Fuller (DF), pero a diferencia de éste permite la existencia de autocorrelación y heteroscedasticidad en el término de error. Al igual que la prueba de Dickey-Fuller, la de Phillips-Perron, tiene tres procesos generadores de datos: Modelo sin tendencia ni intercepto, modelo con intercepto y modelo con tendencia e intercepto; sin embargo no tiene la parte aumentada. Es una solución no paramétrica, puesto que no sigue ninguna distribución conocida. Phillips-Perron sugieren transformar los estadísticos de Dickey-Fuller llamados τ , τ_μ y τ_τ , para hacerlo compatibles con la presencia de autocorrelación y heteroscedadsticidad en el término de perturbación. La idea es utilizar los residuos estimados $\hat{\epsilon}_t$, en la regresión de DF para corregir los estadísticos τ 's asociados a los parámetros. De esta forma se obtiene nuevos estadísticos llamados $\widehat{z}(\tau)$, $\widehat{z}(\tau_\mu)$ y $\widehat{z}(\tau_\tau)$., que

tienen las mismas distribuciones límite de los estadísticos tabulados en Fuller.

3.3.3. El Contraste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS)

Por otro lado, la prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin, más conocido como KPSS difiere de los test descritos (DF y PP) en el que la serie y_t se supone que es estacionaria (en tendencia) bajo la hipótesis nula. El estadístico KPSS está basado en los residuales de la regresión MCO de y_t sobre las variables exógenas. Al igual que la prueba PP, el test KPSS admite que los errores pueden estar autocorrelacionados y ser heteroscedásticos. Tiene sólo dos procesos generadores de datos: modelo con intercepto (η_μ) y modelo con intercepto y tendencia (η_τ).

3.4. Cointegración y Mecanismo de Corrección de Errores

Según Engle y Granger, el movimiento conjunto en el largo plazo de variables económicas no estacionarias define el concepto de cointegración. Cuando las variables están cointegradas, éstas comparten alguna tendencia estocástica común que determina sus oscilaciones de largo plazo. Por lo general, las combinaciones lineales de series integradas de orden 1, es decir, $I(1)$ (estacionarias en diferencias) son también $I(1)$, salvo si están **cointegradas**, caso en el que la combinación lineal es $I(0)$. Dos series Y_t y X_t pueden en efecto, presentar movimientos tendenciales estocásticos similares, de manera que en una combinación lineal de estas series los componentes tendenciales se compensan para dar una serie estacionaria.

El modelo de corrección de errores combina la presencia de los niveles de las variables (que recogen las relaciones de largo plazo sugeridas por la teoría económica) junto con las diferencias de dichas variables (que captan los desajustes existentes en el corto plazo). La equivalencia de entre cointegración y modelo de corrección de errores conocida como el **Teorema de Representación de Granger**, establece que un conjunto de variables cointegradas puede modelarse mediante MCE y, a la inversa, si la

especificación de MCE es correcta, existe una relación de cointegración entre las variables implicadas.

En la literatura econométrica sobre la cointegración, existen básicamente tres tipos de metodologías:

- Cointegración bi-etápica de Engle Granger (EG)
- Cointegración multivariada de Johansen-Juselius (JJ)
- Cointegración por bandas de Pesaran- Smith y Shin (PSS)

En este trabajo se utiliza las metodologías de cointegración multivariada de Johansen y el de Cointegración por Bandas de Pesaran, Shin y Smith.

3.4.1. Metodología de cointegración multivariada de Johansen

El método de Johansen utiliza el procedimiento de máxima verosimilitud con información completa (MVIC) y tiene una serie de ventajas frente a otros métodos, ya que contrasta **simultáneamente** el orden de integración de las variables y la presencia de relaciones de cointegración entre ellas. Asimismo estima **todos** los vectores de cointegración sin imponer a priori que solamente existe uno (como en el caso de Engle-Granger), y finalmente **no** se ve afectado por la endogeneidad de las variables implicadas en la relación de cointegración, ya que, esta metodología está basada en la estimación de un vector autorregresivo (VAR).

Siguiendo a Johansen y Juselius (1990), consideremos un modelo VAR de orden p

$$\mathbf{X}_t = \Pi_1 \mathbf{X}_{t-1} + \Pi_2 \mathbf{X}_{t-2} + \dots + \Pi_p \mathbf{X}_{t-k} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Phi} \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

(3.5)

($t=1, \dots, T$)

Donde $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T$ están $IIN_p(\mathbf{0}, \Lambda)$, y X_{-k+1}, \dots, X_0 son fijos. La variable \mathbf{D}_t representa *dummies* estacionales centradas las cuales suman cero en el año completo (si son datos trimestrales se incluyen tres *dummies*), la matriz Π de orden $(K \times K)$ recoge las relaciones de cointegración, X_t es un vector columna de orden $(K \times 1)$ integrado de orden 1, donde K es el número de variables del modelo y μ es un vector de constantes. Los parámetros irrestrictos ($\mu, \Phi, \Pi_1, \dots, \Pi_k, \Lambda$) son estimados sobre la base de T observaciones de un proceso de vector autorregresivo.

Como ya se ha mencionado, las series de tiempo económicas son en general, procesos no estacionarios y el sistema VAR como (3.5) usualmente se expresa en forma de primeras diferencias. Usando $\Delta=1-L$, donde L es el operador de retardos, el modelo (3.5) puede ser re-escrito como:

$$\Delta \mathbf{X}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \Gamma_2 \Delta \mathbf{X}_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta \mathbf{X}_{t-p+1} + \Pi \mathbf{X}_{t-p} + \mu + \Phi \mathbf{D}_t + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

$$\text{donde } \Gamma_i = -(\mathbf{I} - \Pi_1 - \dots - \Pi_i) \quad (i = 1, \dots, p-1) \text{ y } \Pi = -(\mathbf{I}_k - \Pi_1 - \dots - \Pi_p) \quad (3.7)$$

Nótese que el modelo (3.6) está expresado como un sistema de vectores autorregresivos (VAR) tradicional en primeras diferencias excepto por el término $\Pi \mathbf{X}_{t-p}$. Precisamente el principal objetivo de este método es investigar si los coeficientes de la matriz $\Pi (= \alpha\beta')$, contiene información acerca de las relaciones de largo plazo entre las variables en el vector de datos. La expresión (3.6) constituye un modelo de corrección de errores en forma matricial, es decir, un VEC.

Es importante notar que para que la ecuación (3.6) esté equilibrada es necesario que $\Pi \mathbf{X}_{t-k}$ sea integrada de orden cero, $I(0)$ aun cuando X_{t-k} sea $I(1)$; lo que implica que la matriz Π recoge las relaciones de cointegración. De acuerdo con Johansen y Juselius (1990), hay tres posibles casos:

- (i) Rango (Π) = k , i.e. la matriz Π tiene rango completo (matriz no singular), indicando que el proceso del vector X_t es estacionario y el correcto MCE sería en niveles. Intuitivamente esto sería debido a que entre k variables sólo puede haber como máximo $(k-1)$ vectores de cointegración que formen una base en el espacio de cointegración.
- (ii) Rango (Π) = 0 , es decir, la matriz Π es una matriz nula y la ecuación (3.6) corresponde al tradicional modelo VAR en diferencias. Las variables del vector X_t serían $I(1)$, por lo tanto, no existiría ninguna combinación lineal de variables no estacionarias que fuera $I(0)$, i.e., no habría ninguna relación de cointegración.
- (iii) $0 < \text{rango}(\Pi) = r < k$ implicando que hay $k \times r$ matrices α y β tal que $\Pi = \alpha\beta'$, donde β es (son) el (los) vector (es) de cointegración y α es una medida de la importancia relativa de cada variable en la combinación cointegrante en cada ecuación. Estas ponderaciones pueden recibir una interpretación económica en términos de velocidad de ajuste frente a los desequilibrios expresados como desviaciones respecto a las relaciones de largo plazo determinadas por los vectores cointegrantes.

Los vectores de cointegración β tienen la propiedad que $\beta'X_t$ es estacionario aun cuando X_t no sea estacionario. En este caso, la expresión (3.6) puede ser interpretado como *un modelo de corrección de errores* en forma matricial (VECM).

El procedimiento de Máxima Verosimilitud con Información Completa (MVIC) de Johansen consiste en estimar el número de vectores cointegrantes, así como los elementos de α y β , lo cual no es posible realizar directamente porque el sistema está sobreparametrizado. Por consiguiente se concentra la función de verosimilitud $\ell(\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_{k-1}, \Phi, \mu, \alpha, \beta, \Lambda)$ con respecto a $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}$, para enfocar el problema sobre α, β y Λ . Esto es llevado a cabo mediante las siguientes regresiones auxiliares:

$$\Delta \mathbf{X}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Gamma}_{01} \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \dots + \boldsymbol{\Gamma}_{0p-1} \Delta \mathbf{X}_{t-p+1} + \mathbf{R}_{0t} \quad (3.8)$$

$$\mathbf{X}_{t-p} = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Gamma}_{11} \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \dots + \boldsymbol{\Gamma}_{1p-1} \Delta \mathbf{X}_{t-p+1} + \mathbf{R}_{pt} \quad (3.9)$$

Donde se obtienen los vectores residuales \mathbf{R}_{0t} y \mathbf{R}_{pt} respectivamente. Luego se realiza la regresión:

$$\mathbf{R}_{0t} = \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\beta} \mathbf{R}_{pt} + u_t \quad (3.10)$$

La función de verosimilitud concentrada se convierte en:

$$L(\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\chi}, \boldsymbol{\Lambda}) = |\boldsymbol{\Lambda}|^{-T/2} \exp \left\{ -1/2 \sum_{t=1}^T (\mathbf{R}_{0t} - \boldsymbol{\Pi} \mathbf{R}_{pt})' \boldsymbol{\Lambda}^{-1} (\mathbf{R}_{0t} - \boldsymbol{\Pi} \mathbf{R}_{pt}) \right\} \quad (3.11)$$

donde $\boldsymbol{\Pi} = \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\beta}'$. La ecuación (3.11) genera las siguientes estimaciones de $\boldsymbol{\alpha}$ y $\boldsymbol{\Lambda}$ sujetas al conocimiento de $\boldsymbol{\beta}$:

$$\boldsymbol{\alpha}(\boldsymbol{\beta}) = \mathbf{S}_{0p} \boldsymbol{\beta} [\boldsymbol{\beta}' \mathbf{S}_{pp} \boldsymbol{\beta}]^{-1} \quad (3.12)$$

$$\boldsymbol{\Lambda}(\boldsymbol{\beta}) = \mathbf{S}_{00} - \mathbf{S}_{op} [\boldsymbol{\beta}' \mathbf{S}_{pp} \boldsymbol{\beta}]^{-1} \mathbf{S}_{p0} \quad (3.13)$$

Donde \mathbf{S}_{00} representa la matriz de los residuos de una regresión por MCO de la ecuación (3.12), \mathbf{S}_{pp} es la matriz de residuos de la regresión (3.13) y \mathbf{S}_{op} es la matriz de productos cruzados.

En general, la matriz cuadrada \mathbf{S}_{ij} de orden $(K \times K)$, muestra los momentos de segundo orden de todos los residuos:

$$S_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}'}{T} \quad (i, j = 0, p) \quad (3.14)$$

Sin embargo, $\boldsymbol{\beta}$ debe ser estimada. Johansen demuestra que para obtener la estimación de máxima verosimilitud de $\boldsymbol{\beta}$ en (3.11), una vez que (3.12) y (3.13) han sido sustituidas en esa expresión se obtiene a partir del

cálculo de los valores propios de $(S_{p0}S_{00}^{-1}S_{0p})$ respecto de S_p^l es decir β como el vector de *eigenvalues* a través de la siguiente ecuación característica:

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}| = 0 \quad (3.15)$$

Una vez obtenidos los valores propios, éstos se ordenarían de mayor a menor de forma que $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_K$ y los *eigenvectors* $\hat{V} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_k)$ normalizados tal que $\hat{V}'S_{pp}\hat{V} = I$.

La elección de β es ahora

$$\hat{\beta} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_r)$$

El cual da

$$L_{\max}^{-2/T}(H_2) = |S_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.16)$$

Las estimaciones de los otros parámetros son encontrados insertando $\hat{\beta}$ en las ecuaciones anteriores. El test estadístico **Ratio de Verosimilitud** o Estadístico de la **Traza** para la hipótesis:

$H_2: \Pi = \alpha\beta'$ para la elección $r = K$, es:

$$LRt = -2 \ln(Q; H_2 / H_1) = -T \sum_{i=r+1}^K \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.17)$$

Donde T es el número de observaciones y los $\hat{\lambda}_i$ son las raíces características estimadas. Se contrasta la hipótesis nula (H_0) que hay como máximo r vectores de cointegración, frente a la alternativa (H_1) de que hay K , $r \leq K$

La otra estadística que se utiliza es el estadístico de **Máximo Autovalor** (*Maximal Eigenvalues Statistics*), dado por:

$$\lambda_{\max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3.18)$$

Mediante la fórmula anterior el cual se contrasta $H_0: r \leq K$ frente a $H_1: r \leq r+1$

Los valores críticos de ambos estadísticos se encuentran en Johansen (1988) y Osterwald-Lenum (1992): Cabe señalar que las distribuciones de los estadísticos dependen del número de relaciones de cointegración, por lo que los valores críticos varían en función del número de éstas.

La secuencia de contrastación sería empezar planteando la $H_0: r = 0$ frente a la alternativa de $r = 1$, utilizando uno de los dos estadísticos. En caso de rechazar la hipótesis, se contrastaría la $H_0: r = 1$ frente a la alternativa de $r = 2$, y así sucesivamente hasta el momento en que no se rechazase la H_0 , o bien hasta que tuviera que aceptar la hipótesis alternativa de $r=K$ (es decir que todas las variables son estacionarias).

3.4.2. Metodología de Contraste con Bandas: Método de Pesaran, Shin y Smith (PSS)

El procedimiento propuesto por Pesaran, Shin y Smith (2001) presenta al menos tres ventajas importantes frente a los dos enfoques alternativos habitualmente empleados en la literatura empírica: la metodología uni-ecuacional de Engle y Granger y el método de Johansen basado en un sistema de ecuaciones.

En **primer lugar**, ambos enfoques requieren que las variables objeto de estudio sean integradas de orden 1. En el caso del procedimiento de contraste con bandas de PSS permite el estudio de relaciones a largo plazo entre variables, independientemente de que éstas sean integradas de orden 0, $[I(0)]$, de orden 1, $[I(1)]$ o mutuamente cointegradas.

En **segundo lugar**, el procedimiento de Pesaran, Shin y Smith, permite distinguir entre la variable dependiente y las variables explicativas, por lo que posee una evidente ventaja frente al método propuesto por Engle

y Granger, al tiempo que, al igual que el enfoque de Johansen, hace posible la estimación simultánea de los componentes de corto y largo plazo, eliminando los problemas asociados con variables omitidas y la presencia de autocorrelación.

Por último, mientras que los resultados de la estimación obtenidos por los métodos de Engle y Granger o de Johansen no son robustos en muestras pequeñas, Pesaran y Shin (1991) demuestran que los parámetros de corto plazo estimados por su procedimiento son \sqrt{T} -consistentes y que los parámetros de largo plazo son super-consistentes en muestras pequeñas

La ecuación que sugiere la existencia de una relación de largo plazo entre XNT_t , TCR_t , TI y YE será el modelo ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*): Modelo de Corrección de Errores irrestricto.

$$\Delta x_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p-1} a_{1i} \Delta LXNT_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} a_{2i} \Delta LIPX_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} a_{3i} \Delta LYEX_{t-i} + a_4 t + a_5 LXNT_{t-1} + a_6 LIPX_{t-1} + a_7 LYEX_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (3.19)$$

Donde x_t es $LXNT_t$, $LIPX_t$, o $LYEX_t$ y Δ representa el operador de primeras diferencias.

Para determinar la existencia de la relación de largo plazo, Pesaran, Shin y Smith proponen dos contrastes alternativos.

Por una parte un estadístico F (Wald) que contrasta la significación conjunta del primer retardo de las variables en niveles empleadas en el análisis ($LXNT_{t-1}$, $LIPX_{t-1}$, $LYEX_{t-1}$). Por otra parte, un estadístico t que contrasta la significatividad individual de la variable dependiente en niveles retardada (x_{t-1}).

Pesaran, Shin y Smith proporcionan un conjunto de valores críticos suponiendo, en primer lugar, que las variables objeto de estudio son $I(1)$ y, en segundo lugar, que dichas variables son $I(0)$. Estos autores proponen un procedimiento de **contraste con bandas**, de tal forma que, si el estadístico F o el estadístico t se encuentran fuera de la banda de valores críticos, se puede extraer una conclusión acerca de la existencia o no de una relación de largo plazo entre las variables en niveles sin necesidad de conocer previamente el orden de integración de las series examinadas.

Sin embargo, si los mencionados estadísticos se encuentran dentro de las bandas de valores críticos establecidos, no se puede extraer ninguna conclusión sin antes analizar el orden de integración de las series utilizadas.

Aunque la metodología econométrica utilizada permite la estimación de una relación a largo plazo sin conocer con certeza si los regresores son variables $I(0)$ o $I(1)$, se necesita asegurar que la variable dependiente sea $I(1)$ y que ninguna variable utilizada en el análisis es $I(d)$, con $d \geq 2$.

4. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

4.1 Tendencia de las exportaciones no tradicionales del Perú.

La evolución temporal de las exportaciones tradicionales y no tradicionales para el periodo 2004-2016, muestran que las primeras son más volátiles; es decir, tienen más fluctuación, por ejemplo durante el año 2009 ha tenido una gran caída como consecuencia de la crisis financiera internacional; en cambio las exportaciones no tradicionales se han comportado de manera relativamente más estable.

En el año 2000 el Perú exportaba por un valor de US\$ 2 044 millones, el cual representaba el 29% del total de las exportaciones; en el 2015 se exportó por un monto de US\$ 10 857 representando el 32% de las exportaciones totales (Figura 4.2). Esto significa que las exportaciones no tradicionales crecieron en 430% y a un promedio anual cercano al 28%.

En el año 2004, las exportaciones no tradicionales respecto a las tradicionales tenían una participación relativa del 27.2%; once años después la importancia relativa aumentó a 32.7%, reflejando que este sector (no tradicionales) ha sido más dinámica. Asimismo, entre el 2004 y 2015 las exportaciones no tradicionales han sido menos sensibles a los vaivenes de la economía mundial. Es así, que los efectos de la crisis financiera internacional del 2008 son relativamente más suaves con respecto a las exportaciones tradicionales que son más sensibles..

Figura 4.1. Exportaciones Tradicionales (XT) y Exportaciones no Tradicionales (XNT) del Perú: Periodo 2004.01 – 2016.04
(En millones de dólares)

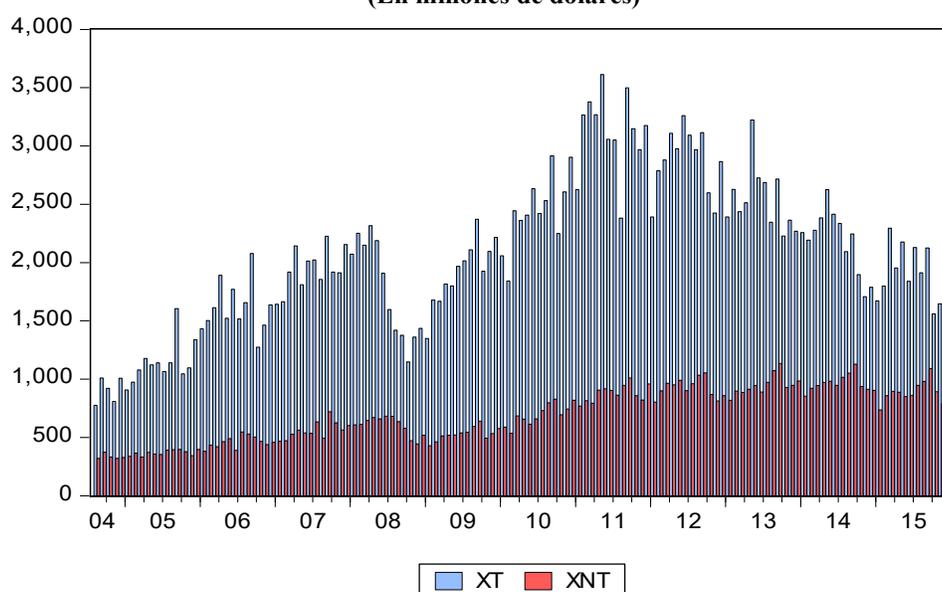
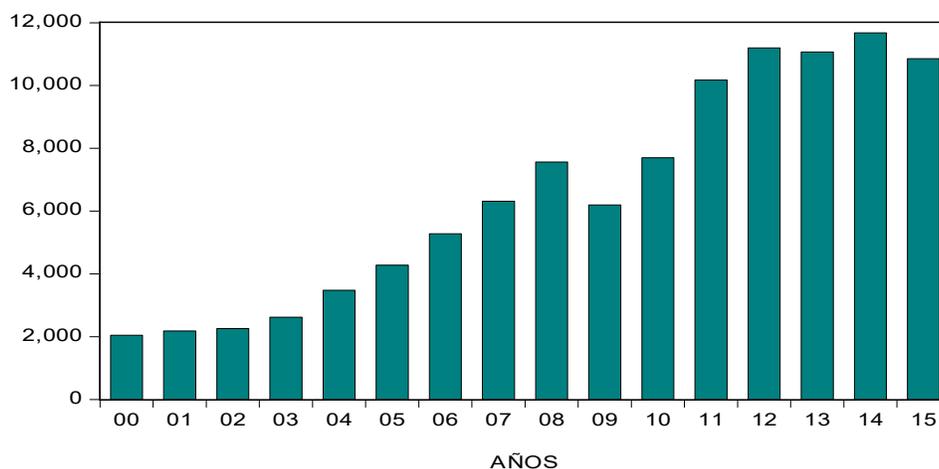


Figura 4.2. Exportaciones no tradicionales del Perú: Periodo 2000-2015
(En millones de dólares EUA)



4.2 *Tratados de Libre Comercio y las exportaciones no tradicionales*

Sin duda la suscripción y entrada en vigencia de tratados de libre comercio (TLC) del Perú con países y bloques económicos ha contribuido al incremento de las exportaciones no tradicionales durante los últimos quince años. En efecto. De acuerdo al Ministerio de Comercio Exterior y Turismo, al año 2015 los Acuerdos Comerciales con países y bloques económicos son:

- (i) **Acuerdos vigentes:** República Popular de China, Unión Europea, Estados Unidos de América, EFTA, CAN, Canadá, MERCOSUR (República de Argentina, República Federativa de Brasil, República de Paraguay y de la República Oriental del Uruguay), Japón, Chile, Corea del Sur, Estados Unidos Mexicanos, Panamá, Venezuela, Reino de Tailandia, Costa Rica. Cuba, Singapur.
- (ii) **Por entrar en vigencia:** Guatemala
- (iii) **En negociación:** Transpacífico, El Salvador, Honduras y Turquía

4.3 *Condiciones para las inversiones en el desarrollo de la oferta exportable*

Según el documento del MINCETUR denominado “Plan Estratégico Nacional Exportador: PENX 2025. Hacia la Internacionalización de la Empresa Peruana”, la promoción de inversiones es uno de los principales ejes para el desarrollo de la oferta exportable; sin embargo, esas inversiones se han concentrado en el desarrollo de grandes proyectos para infraestructura básica y logística, mientras que la oferta productiva es atomizada, hace poco uso de tecnología, mantiene recursos humanos poco capacitados y una escasa coordinación interinstitucional debilitando las organizaciones productivas. Por lo tanto, se debe promover la asociación público-privada (APP) para formular, atraer y facilitar proyectos de inversión para el desarrollo de la oferta exportable de bienes y servicios.

Asimismo, se debería promover una mayor diversificación de mercados e internacionalización de la empresa para lo cual, la Investigación e Innovación para la exportación juega un papel muy importante orientado a mantener una posición competitiva en el mercado global. Algunos programas para lograr tales propósitos son:

- Aprovechamiento del sistema nacional de innovación para el desarrollo de la oferta exportable.
- Adecuación de la oferta exportable a la demanda internacional y Cooperación con socios comerciales.
- Modelo de excelencia en la gestión empresarial.
- Aseguramiento de calidad, requisitos técnicos y estándares internacionales.
- Certificación y buenas prácticas de gestión sostenible para negocios de exportación.
- Implementación de instrumentos de asistencia técnica y perfeccionamiento de gestión asociativa para la diversificación exportadora e internacionalización de empresas.
- Gestión asociativa para la exportación.
- Gestión de diferenciación de la oferta exportable.
- Marcas colectivas e individuales.
- Denominación de origen.
- Productos Bandera.

- Derechos de propiedad intelectual.
- Desarrollo de la oferta exportable de productos de la biodiversidad.

4.4 *Ventajas competitivas en la producción por sectores económicos*

Uno de los factores determinantes para el aumento sostenido de las exportaciones no tradicionales es que los diversos sectores de exportación tienen una serie de ventajas competitivas que posee el Perú. En la tabla 4.1 se describen tales ventajas competitivas en los sectores económicos, tales como Agropecuario, Pesca. Textil y confecciones, entre otros.

Tabla 4.1. Ventajas competitivas por sectores económicos

Sectores	Ventajas Competitivas
Agropecuario y agroindustrial	<ul style="list-style-type: none"> - Diversidad climática: El Perú posee 84 de los 108 climas del mundo. - Ubicación geográfica estratégica para la exportación al continente asiático. - Temporada ampliada de cosechas. - Altos niveles de productividad de frutas y hortalizas.
Pesca y acuicultura	<ul style="list-style-type: none"> - Potencia pesquera a nivel mundial - Biomasa disponible de más de 9 millones de toneladas métricas que permiten la sostenibilidad (especialmente la anchoveta). - Ciento treinta plantas procesadoras para pescado congelado y enlatado distribuidas a lo largo de la costa. - Habilitaciones sanitarias para exportar a los principales mercados.
Textil y Confecciones	<ul style="list-style-type: none"> - Materia prima de alta calidad: Algodón tangüis y pima y excelente fibra de alpaca y de vicuña. - Mano de obra altamente calificada. - Empresas integradas verticalmente con certificados globales como el ISO. - Grandes marcas internacionales atendidas por la industria peruana destacan: Armani Exchange, Calvin Klein, Donna Karan Inc., Guess y Lacoste, entre otras.
Maderas y Papeles	<ul style="list-style-type: none"> - El Perú ocupa el 9º lugar en el mundo en extensión de bosques y el 2º Iberoamérica, solo después de Brasil. - Diversidad de maderas exóticas en la zona amazónica.

Asimismo, el Perú aparte de haber diversificado la canasta de exportación, también tiene una serie llamados emblemáticos y dinámicos en cada uno de los sectores. Por ejemplo en el sector agropecuario y agroindustrial se tiene productos emblemáticos tales como: espárragos, uva palta y otros. En el sector textiles y confecciones destacan Chompas de alpaca, suéter de algodón y prendas de bebé. Finalmente en Biocomercio están cochinilla, quinua y maca. (Véase Tabla 4.2.).

Tabla 4.2. Productos emblemáticos y dinámicos de exportación no tradicional

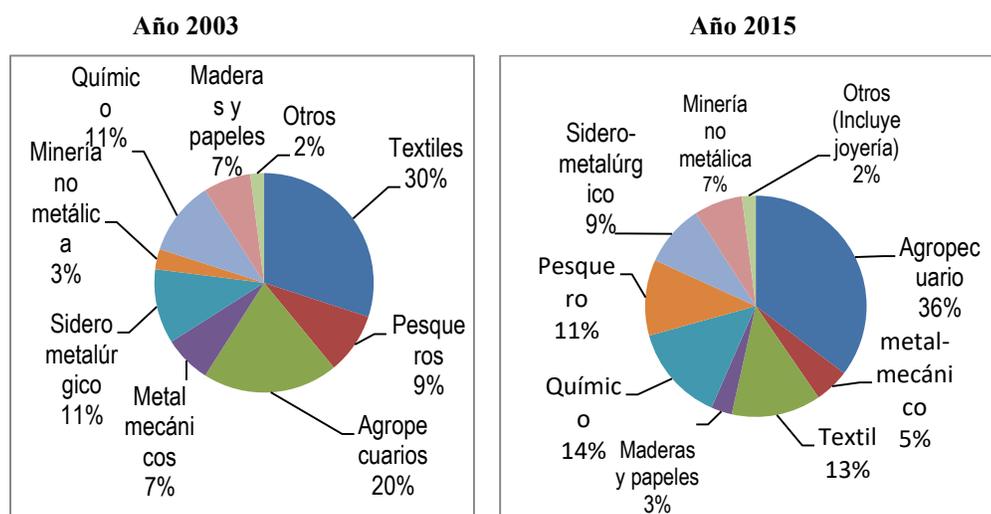
Sectores	Productos Emblemáticos	Productos Dinámicos
Agropecuario y agroindustrial	- Espárrago	- Cacao y derivados
	- Uva	- Menestras
	- Palta	- Banano orgánico
	- Mango pimiento	- Fresas
Pesca y acuicultura	- Granada	- Jurel congelado
	- Pota congelada	- Conservas de jurel
	- Conchas de abanico congelada	- Filete de trucha
	- Colas de langostino	- Conservas de pota
Textil y Confecciones	- Perico congelado	- Vestidos de algodón
	- Suéter de algodón	- Conjuntos de algodón
	- Chompas de alpaca	- Ropa interior de algodón
	- Prendas de bebé	- Pijama de algodón
Manufacturas diversas	- Polo-shirt	- Piezas de equipos mineros
	- Alambres de cobre	- Productos ferreteros
	- Fosfato de cobre	- Menaje de plástico
	- Zinc	- Baldosas cerámicas
Biocomercio	- Láminas de polipropileno	- Camu camu
	- Cochinita	- Yacón
	- Quinua	
	- Maca	
	- Achiote	

Fuente: MINCETUR

Elaboración propia

36% en el año 2015, esto significa que el sector agropecuario ha sido mucho más dinámico que otros sectores exportadores. Por otro lado, las exportaciones de textiles han caído de 30% en el 2001 a 13% en el 2015; mientras que las exportaciones de químicos y pesqueros han aumentado en dicho lapso. (Véase en el Figura 4.4).

Figura 4.4. Exportaciones no tradicionales por sectores,



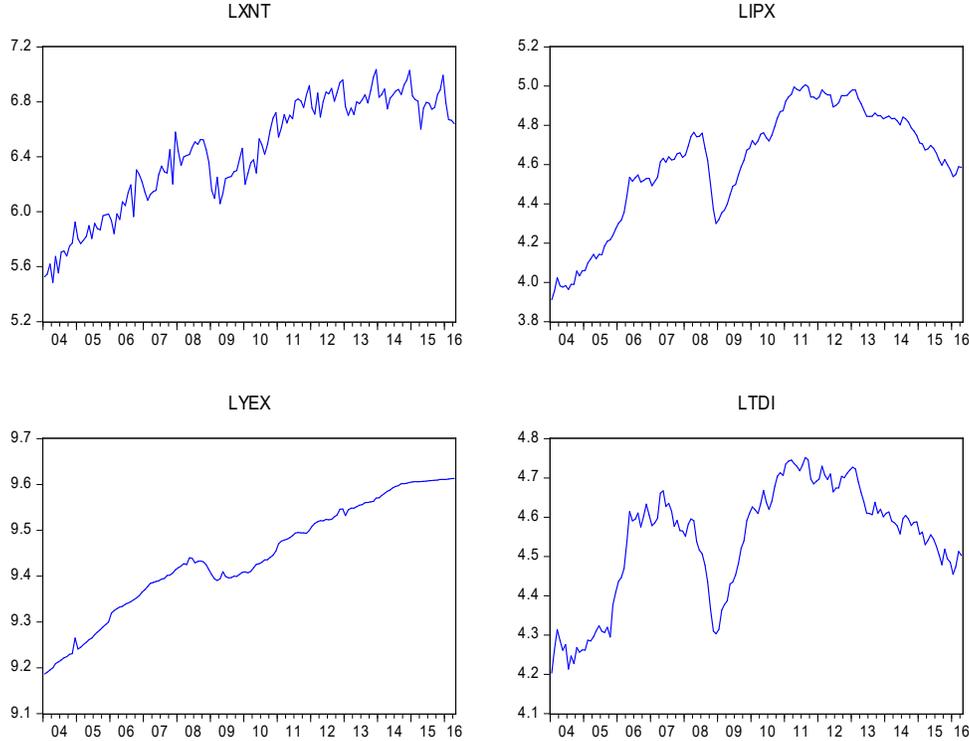
4.7 Resultados de las estimaciones econométricas

Comportamientos de las variables macroeconómicas

El comportamiento de las variables macroeconómicas (expresadas en logaritmos) utilizadas en el presente trabajo se muestra en la Figura. Allí se puede observar que las exportaciones no tradicionales (*LXNT*), los términos de intercambio (*LTI*), Índice de Precios de las exportaciones (*LIPX*) y el Ingreso Extranjero (*LYEX*), han sido crecientes para el periodo de análisis con una caída en el año 2009 por efectos de la crisis financiera

internacional, especialmente para el los Términos de Intercambio y el Índice de Precios de las exportaciones. (Véase Figura 4.5)

Figura 4.5. Perú: Comportamiento de variables macroeconómicas LXNT, IPX, LYEX y LTDI (Periodo enero 2004– abril 2016)



Notas:

LXNT = Logaritmo de las Exportaciones no Tradicionales (en millones de US \$)

LIPX = Logaritmo del Índice de Precios de las Exportaciones (Año Base 2007=100)

LYEX = Logaritmo del Ingreso Extranjero (Ingreso Personal Desestacionalizado, en millones de dólares EUA)

LTDI = Logaritmo del Índice de Términos de Intercambio (Año Base 2007=100)

Resultados de los contrastes de raíz unitaria y de estacionariedad

La tabla 4.3 muestra el resumen de contrastes de raíz unitarias y de estacionariedad de las variables en **niveles**, con todos los procesos generadores de datos (PGD), están expresadas en logaritmos, los mismos que se utilizan en el modelo econométrico. En primer lugar, se presenta los

valores de la función de autocorrelación simple (FAS). Por ejemplo para la variable (*LXNT*), el primer valor, $\rho_1 = 0.949$ es muy alto; y la suma de los cuatro valores de la FAS $\sum_{i=1}^4 \rho_i = 3.633$ es igualmente alto, lo cual indica que la serie *LXNT* es una variable no estacionaria. De forma similar, las demás variables son no estacionarias.

De acuerdo a los resultados de los contrastes de ADF y de Phillips-Perron, los valores calculados ($\hat{\tau}$'s) y los $Z(\tau)$'s, son **menores** (en valor absoluto), que los **valores críticos** a diferentes niveles de significancia, lo que demuestra que todas las series tienen una raíz unitaria (*i.e.*, son no estacionarias). En este trabajo, solo se utiliza en la ecuación de regresión DFA y PP los modelos con tendencia e intercepto, tal como sugiere el comportamiento de las variables macroeconómicas de la Figura 4.5

Finalmente, la prueba de KPSS, tiene como hipótesis nula que **la serie es estacionaria** y tiene solo dos PGD. Al comparar los valores calculados KPSS, con los valores críticos, se rechaza la hipótesis nula, concluyéndose que las series son no estacionarias.

En consecuencia, todas las series macroeconómicas en **niveles** del modelo de exportaciones no tradicionales tienen una raíz unitaria (DFA y PP) y son no estacionarias de acuerdo al contraste KPSS. En otros términos, todas las series del modelo son integradas de orden 1.

Por lo tanto, puesto que las series **no son estacionarias en niveles**, se procede a llevar a cabo pruebas de raíz unitaria y de estacionariedad a variables en **primeras diferencias**. El resumen de las pruebas se muestra en la Tabla 4.4 donde se puede observar que los valores de la función de autocorrelación simple son bajos los valores calculados de DFA y PP son mayores (en valor absoluto) que los valores críticos al 1% del nivel de significancia, lo que implica que las series exportaciones no tradicionales, índice de precios de las exportaciones y el ingreso externo son **estacionarias en primeras diferencias**.

Cuadro 4.3 Resumen de contrastes de raíces unitarias y de estacionariedad (en niveles)
 Periodo: 2004.01 – 2016.04

CONTRASTES VARIABLES	Autocorrelación		Dickey-Fuller Aumentado			Phillips-Perron			KPSS	
	ρ_1	$\sum_{i=1}^4 \rho_i$	$\hat{\tau}$	$\widehat{\tau}_\mu$	$\widehat{\tau}_\tau$	$\widehat{z}(\tau)$	$\widehat{z}(\tau_\mu)$	$\widehat{z}(\tau_\tau)$	$\hat{\eta}_\mu$	$\hat{\eta}_\tau$
Exportaciones no tradicionales (LXNT)	0.949	3.633	1.329	-2.136	-2.517	-1.472	-2.260	-3.286	1.317	1.317
Índice de precios de las exportaciones (LIPX)	0.974	3.714	0.778	-2.230	-1.207	0.910	-2.442	-1.223	0.948	0.258
Términos de intercambio (LTDI)	0.964	3.644	0.511	-1.987	-1.430	-2.581	-2.354	-1,677	0.634	0.197
Ingreso extranjero (LYEX)	0.977	3.766	5.464	-2.537	-1.921	5.168	-2.353	-1.994	1.389	0.130
Valores críticos al:										
99%			- 2.581	-3.476	-4.022	-2.581	-3.475	-4.022	0.739	0.216
			- 1.943	-2.881	-3.441	-1.943	-2.881	-3.441	0.463	0.146
95%			- 1.615	-2.577	-3.145	-1.615	-2.577	-3.145	0.347	0.119
90%										

NOTA: Todas las variables están expresadas en logaritmos.

Un modelo de oferta exportable para productos no tradicionales del Perú, periodo 2004-2016

Cuadro 4.4 Resumen de contrastes de raíces unitarias y de estacionariedad (en primeras diferencias)

Periodo: 2004.01 – 2016.04

CONTRASTES VARIABLES	Autocorrelación		Dickey-Fuller Aumentado			Phillips-Perron			KPSS	
	ρ_1	$\sum_{i=1}^4 \rho_i$	$\hat{\tau}$	$\hat{\tau}_\mu$	$\hat{\tau}_\tau$	$\widehat{z}(\tau)$	$\widehat{z}(\tau_\mu)$	$\widehat{z}(\tau_\tau)$	$\hat{\eta}_\mu$	$\hat{\eta}_\tau$
Exportaciones no tradicionales (LXNT)	-0.358	-0.408	-11.861	-11.997	-12.161	-18.597	-19.863	-22.583	0.103	0.087
Índice del precio de las exportaciones (IPX)	0.307	0.747	-7.594	-7.644	-7.945	-7.634	-7.691	-7.963	0.443	0.043
Términos de intercambio (LDTI)	0.964	3.644	-10.183	-10.173	-10.304	-10.221	-10.213	-10.317	0.299	0.053
Ingreso extranjero (LYEX)	-0.013	0.272	-4.190	-12.146	-12.493	-11.302	-12.332	-12.528	0.362	0.115
Valores críticos al:										
99%			- 2.581	-3.476	-4.022	-2.581	-3.475	-4.022	0.739	0.216
			- 1.943	-2.881	-3.441	-1.943	-2.881	-3.441	0.463	0.146
95%			- 1.615	-2.577	-3.145	-1.615	-2.577	-3.145	0.347	0.119
90%										

NOTA: Todas las variables están expresadas en logaritmos y de acuerdo a los contrastes todas son integradas de orden 1.

En el caso del contraste KPSS, los valores calculados son menores que los valores críticos; es decir, que las series económicas son estacionarias en diferencias.

El hecho que todas las series son integradas de orden 1 permitirá que se pueda llevar a cabo la prueba de cointegración en la metodología de Johansen. Para la prueba de Pesaran *et. al.* no es necesario esta condición.

Resultados en la Cointegración Multivariada de Johansen

Tabla 4.5. Test de Cointegración de Johansen

Date: 09/04/16 Time: 18:00
 Sample (adjusted): 2004M06 2016M04
 Included observations: 143 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LXNT LIPX LYEX
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.180755	37.06933	29.68	35.65
At most 1	0.045846	8.559185	15.41	20.04
At most 2	0.012841	1.848214	3.76	6.65

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels
 *(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.180755	28.51014	20.97	25.52
At most 1	0.045846	6.710971	14.07	18.63
At most 2	0.012841	1.848214	3.76	6.65

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels
 *(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level. Vsalores c´riticos:

Osterwald-Lenum

Para realizar la prueba de cointegración, la hipótesis nula establece que no existe ningún vector de cointegración frente a la alternativa que

existe al menos uno. Al comparar el valor del **Estadístico de la Traza** (*Trace Statistic*) (37.07) con el valor crítico al 1% de nivel de significancia (35.65) se rechaza la hipótesis nula, concluyéndose que de acuerdo al estadístico de la Traza existe 1 o más vectores de cointegración. Asimismo, si se tiene en cuenta el Estadístico del **Máximo Valor Propio** (*Maximal eigenvalues*), se observa que el valor calculado (28.51) es mayor al valor crítico al 1% del nivel de significancia (25.52). En consecuencia, tanto con el estadístico de Traza como con el estadístico del Máximo Valor Propio, existe sólo un vector de cointegración.

Vector de Corrección de Errores (VEC) en la metodología de Johansen

La ecuación cointegrante para el modelo de exportaciones no tradicionales para el periodo anterior es:

$$LXNT_{t-1} = -14.87 + 0.55LIPX_{t-1} + 1.99LYEX_{t-1} + \widehat{\varepsilon}_{t-1} \quad (4.1)$$

(0.19)	(0.07)	(0.19)	
[-10.61]	[7.71]	[10.61]	

Donde las cifras entre paréntesis son los errores estándar asociados a cada parámetro, mientras que las cifras entre corchetes son los estadísticos t , las mismas que resultan ser significativas estadísticamente. Los coeficientes estimados son las elasticidades parciales de las exportaciones tradicionales con respecto a cada una de las variables explicativas.

La ecuación del mecanismo de corrección de errores (MCE) estimada para las exportaciones no tradicionales ($LXNT$) es la siguiente:

$$\Delta LXNT_t = 0.008 - 0.58(\widehat{\varepsilon}_{t-1}) - 0.13\Delta LXNT_{t-1} - 0.05\Delta LXNT_{t-2} - 0.34\Delta LIPX_{t-1} + 0.19\Delta LIPX_{t-2} + 0.39\Delta LYEX_{t-1} + 0.002\Delta LYEX_{t-2} \quad (4.2)$$

En la ecuación anterior se relaciona el cambio en $LXNT$ con los cambios de las demás variables de modelo y el error de equilibrio del periodo anterior ($\widehat{\varepsilon}_{t-1}$). Las variables expresadas en cambios (Δ) representan las desviaciones de corto

plazo; mientras que el error de “equilibrio” anterior ($\widehat{\varepsilon}_{t-1}$) representa el largo plazo.

En efecto, el valor del coeficiente asociado a los residuales es de -0,58 y recoge el ajuste hacia el equilibrio hacia el largo plazo. Este parámetro es estadísticamente significativo (estadístico $t = 5.32$) y señala en qué proporción del desequilibrio en $LXNT_t$ en un periodo es corregida en el periodo siguiente. Esto es, alrededor del 0,58 de la discrepancia entre el valor del $LXNT_t$ actual y el valor de largo plazo es eliminado o corregido en cada periodo (mes). Dicho valor indica que el ajuste hacia el equilibrio es muy rápido.

Resultados del modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL) de Pesaran, Shin y Smith

Como se indicó en la parte de la metodología econométrica, el contraste por bandas de Pesaran, Shin y Smith (PSS), tiene una serie de ventajas respecto a otros métodos como el de Johansen. Primero, esta metodología requiere que las variables o series económicas sean integradas de orden 1. En el caso del procedimiento de contraste con bandas de PSS permite el estudio de relaciones a largo plazo entre variables, independientemente de que éstas sean integradas de orden 0, $[I(0)]$, de orden 1, $[I(1)]$ o mutuamente cointegradas. Además el método de cointegración de Pesaran *et. al.* es potente en muestras pequeñas.

En la estimación del modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos se empieza con una regresión sobreparametrizada y luego se va eliminando las variables retardadas que no son estadísticamente significativos. De esta manera, se tiene una estimación del modelo ARDL como se presenta en la Tabla 4.6

Tabla 4.6. Estimación del modelo ARDL irrestricto de Pesaran, Shin y Smith

(Ecuación con tendencia e intercepto)

Dependent Variable: D(LXNT)

Method: Least Squares

Date: 09/08/16 Time: 19:33

Sample (adjusted): 2004M07 2016M04

Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.607495	3.547886	-0.734943	0.4637
D(LXNT(-3))	0.139714	0.076592	1.824123	0.0704
D(LXNT(-4))	0.044940	0.084678	0.530719	0.5965
D(LXNT(-5))	0.104242	0.077677	1.341994	0.1820
D(LIPX(-1))	-0.484345	0.258737	-1.871958	0.0635
D(LIPX(-4))	-0.437317	0.249281	-1.754312	0.0818
D(LYEX(-1))	0.526250	0.301014	1.748255	0.0765
D(LYEX(-2))	0.840934	1.370541	0.613578	0.5406
D(LYEX(-5))	0.932688	1.299034	0.717986	0.4741
TIE	0.002087	0.000952	2.191341	0.0302
LXNT(-1)	-0.698937	0.081914	-8.532606	0.0000
LIPX(-1)	0.434534	0.064311	6.756735	0.0000
LYEX(-1)	0.523839	0.403141	1.299393	0.1961
R-squared	0.400704	Mean dependent var		0.007646
Adjusted R-squared	0.344955	S.D. dependent var		0.104261
S.E. of regression	0.084383	Akaike info criterion		-2.019808
Sum squared resid	0.918552	Schwarz criterion		-1.749204
Log likelihood	156.4064	Hannan-Quinn criter.		-1.909846
F-statistic	7.187709	Durbin-Watson stat		1.967663
Prob(F-statistic)	0.000000			

4.8 Evaluación econométrica del modelo ARDL irrestricto

En esta sección se presenta los resultados de los diversos contrastes para validar el modelo. Se someten a pruebas tales como: los contrastes de correlación serial en los residuos Durbin-Watson (aunque esta no es aplicable a modelos autorregresivos) y el Multiplicador de Lagrange (Breusch-Godfrey), que indica que no hay problemas de correlación serial, ya que el estadístico F de LM es muy bajo, 0.13 con una probabilidad de

cometer error tipo I de 0.88. A su vez, de acuerdo al contraste de White tampoco hay heteroscedasticidad en los residuos del modelo estimado.

Por otra parte, también se contrasta la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural, para lo cual se utiliza el contraste de Chow, siendo la posible fecha de quiebre el mes de setiembre del 2008, cuando estalló la crisis financiera internacional. De acuerdo a los valores del estadístico $F = 2.06$ y su respectiva probabilidad (0.02) se concluye que si hubo cambio estructural; es decir, los coeficientes del modelo no han permanecido invariantes (estadísticamente) en todo el periodo muestral. Similar resultado se obtiene con el test de Quandt-Andrews (Véase Anexos).

Para determinar si existe cointegración entre las variables del modelo irrestricto, se lleva a cabo mediante dos estadísticos alternativos en la metodología de Pesaran, Shin y Smith la F de Wald y la t . que se muestran en la Tabla 4.7. Allí se puede observar que el valor del estadístico F es de 24.93 el cual es superior al límite de la banda superior, 6.36, lo cual indica que las variables están cointegradas, esto a nivel de significancia del 1 % (Véase Tabla 4.1).

A continuación se presenta de manera resumida los diferentes contrastes y en la parte de Anexos se encuentran de manera más amplia.

1. Test de Wald (Restricciones sobre los coeficientes): Estadístico $F = 24.93$; grados de libertad (3,129); Prob. = 0.00. Este contraste se utiliza para la prueba de cointegración en el modelo ARDL (Pesaran *et al.*). De acuerdo al valor obtenido, existe cointegración.
2. Jarque-Bera = 1.67; Prob. = 0.43; coeficiente de Curtosis = 3.46 y sesgo = -0.14, es un contraste de normalidad de los residuos del modelo que se distribuye como una χ^2 con 2 grados de libertad. Los errores tienen una distribución aproximadamente normal.
3. Estadístico de correlación serial Durbin-Watson = 1.97 (es solo referencial, puesto que el modelo ARDL tiene como variables explicativas los rezagos de la variable dependiente, lo cual invalida su uso).

4. Estadístico Breusch-Godfrey o Multiplicador de Lagrange: Estadístico $F = 0.13$; Prob. $F(2,127) = 0.88$ y, el estadístico $T^*R^2 = 0.28$; Prob. Chi-Cuadrado (2) = 087. No existe problema de correlación serial.
5. Contraste de heteroscedasticidad de White: Estadístico $F = 2.94$; Prob. $F(88,53) = 0.87$ y, el estadístico $T^*R^2 = 79.50$; Prob. Chi-Cuadrado (88) = 73. Los residuales son homoscedásticos.
6. Test heteroscedasticidad condicional autorregresiva, ARCH: Estadístico $F = 2.94$ Prob. $F(1, 139) = 0.09$ y, el estadístico $T^*R^2 = 2.92$; Prob. Chi-Cuadrado (1) = 0.09.
7. Contraste de quiebre estructural de Chow: Estadístico $F = 2.06$; Prob. $F(13,116) = 0.02$; Log. del ratio de verosimilitud = 29.53; Prob. Chi-Cuadrado (13) = 0.01 y Estadístico de Wald = 26.81; Prob. Chi-Cuadrado (13) = 0.01.
8. Test de Quandt-Andrews (2009.01): Average Wald F -Test = 1.271 (1.000). Este test se utiliza para probar si hubo quiebre estructural en los coeficientes de la regresión.
9. Test de errores de especificación RESET de Ramsey: $F = 0.015$; grados de libertad (1,129) y Prob. = 0.70. Igualmente el estadístico da un valor de 0.38, gl. 129 y Prob. = 0.70. El modelo está correctamente especificado.
10. Causalidad de Granger: De acuerdo a los resultados del Anexo A7, las variables LXNT y LIPX causan de manera unidireccional a la variable LXNT, lo cual sirve para probar la exogeneidad fuerte.

Tabla 4.7. Test de Cointegración de Pesaran del modelo de Oferta Exportable de Productos no Tradicionales
(Ecuación con tendencia e intercepto)

Estadístico F (Wald)		Estadístico t	
24.93**		-8.53**	
Valores Críticos	I(0) I(1)	I(0)	I(1)
	5.17 6.36	-3.96	-4.73

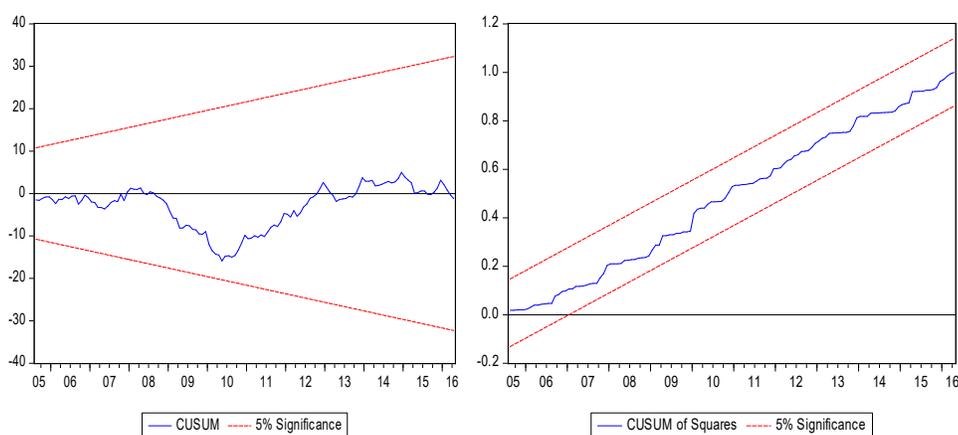
** significativo al 1%.

El estadístico F (Wald) 24.93 está por encima de los valores críticos (banda) al 1% del nivel de significancia, por lo que se concluye que existe

cointegración entre las variables en el largo plazo. De igual manera, con el estadístico t se llega a resultados similares (Véase Cuadro A1).

Para analizar si la crisis financiera internacional generó quiebre estructural en los coeficientes de la regresión se utilizan las pruebas de Chow y Quandt-Andrews. Finalmente para probar la estabilidad del modelo se utilizan la suma de residuales normalizados, CUSUM y CUSUM cuadrado, los mismos sugieren que existe estabilidad o se mantiene la homogeneidad temporal del modelo. Asimismo, en el gráfico 4.7 se muestra la estimación recursiva de los coeficientes del modelo ARDL, donde se aprecia que dichos coeficientes se encuentran dentro de las bandas de confianza y que estos se van cerrando cuando aumentan los retardos (Véase Gráfico A2 en la parte Anexos).

Figura 4.6. Test de Estabilidad: CUSUM y CUSUM Cuadrado



5. CONCLUSIONES

1. En el periodo 2004-2015, de las exportaciones no tradicionales por sectores, las exportaciones **agropecuarias y agroindustriales** tuvieron un comportamiento creciente y dinámico, habiendo aumentado del 23% en el 2004 al 36% en el 2015; mientras que el sector **Textil y Confecciones** ha disminuido su participación relativa

del 25% al 13%. Los productos pesqueros y químicos también aumentaron su participación relativa.

2. En lo respecta a las exportaciones por países de destino, entre los años 2003 y 2015 las exportaciones hacia los Estados Unidos ha disminuido de 39% a 24%. Similar comportamiento tiene España que baja de 7% en el año 2003 a 4% en el 2015. Por el contrario China (actualmente principal socio comercial del Perú) y Chile son los países que más importaron nuestros productos.
3. Un factor determinante para crecimiento de las exportaciones no tradicionales ha sido la suscripción y entrada en vigencia de tratados de libre comercio (TLC) del Perú con países y bloques económicos; asimismo, la diversificación de la canasta de productos de exportación y la existencia de ventaja competitivas que posee el Perú en los diversos sectores de exportación, permitieron crecimiento de las exportaciones. Así, entre el año 2000 y 2015 las exportaciones no tradicionales crecieron en 430% y a un promedio anual cercano al 28%.
4. Puesto que el modelo econométrico planteado de largo plazo es doblemente logarítmico, los parámetros estimados representan las elasticidades parciales de las exportaciones no tradicionales con respecto a cada variable explicativa. De esta manera, por ejemplo 0.47 significa que si el índice de precios de las exportaciones aumenta en un punto porcentual, las exportaciones se incrementarían en 0.47%; de forma similar se interpreta los demás parámetros.
5. Para establecer las relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables involucradas en modelo, se utilizaron la teoría de cointegración y modelo de corrección de errores. En efecto, se emplearon dos metodologías: cointegración multivariada de Johansen y el método por bandas propuesto por Pesaran, Shin y Smith, los mismos mostraron evidencia de que existe relaciones de

equilibrio de largo plazo entre las series económicas no estacionarias.

6. Los resultados obtenidos se sometieron a un conjunto de pruebas estadísticas tales como: Normalidad de los errores (Jarque-Bera), test de Autocorrelación de Breusch-Godfrey, Heteroscedasticidad condicional autorregresiva (ARCH), test de quiebre estructural de Chow y Quant-Andrews, entre otras. Las pruebas anteriores validan que el modelo estimado es consistente con la teoría y la evidencia empírica.

6. RECOMENDACIONES

1. Diversificar aún más los productos de exportación y que el Estado brinde asistencia técnica para introducir nuevas tecnologías para mejorar la productividad y calidad de productos de las empresas peruanas que exportan hacia el mundo.
2. Buscar nuevos mercados a través de los encargados de negocios de las embajadas del Perú en distintos países del mundo.
3. Fortalecer las instituciones de apoyo al comercio internacional (público, privado y académico) de las distintas regiones del país, diversificando la oferta exportable.
4. Aprovechar las ventajas competitivas que posee el Perú en los diferentes sectores de exportación no tradicional, especialmente en agro exportación, textiles y pesqueros.

7. REFERENCIA BIBLIOGRÁFICA

Banco Central de Reserva del Perú, Revistas *Moneda*; *Memorias*, Boletines, *Notas Semanales* y Otras Publicaciones.

- Chumacero, Rómulo. (2000) “Se Busca una Raíz Unitaria: Evidencia para Chile”, Documento de Trabajo, Banco Central de Chile. Santiago.
- Enders, Walter (2004): *Applied Econometrics Time Series*, John Wiley & Sons Inc. 2nd Edition. USA.
- J. L. Arévalo, J. R. Lima y A. F. V. de Araújo (214): “Determinantes de la Oferta de Exportación de Mango: Estudio de caso para el Perú. Adriano Firmino V. de **Araújo**. Revista *RESR, Piracicaba-SP*, Vol. 51.
- MINCETUR (2015): Evolución de las exportaciones. Mayo 2015. Lima
- MINCETUR denominado “PLAN ESTRATÉGICO NACIONAL EXPORTADOR: PENX 2025. Hacia la Internacionalización de la Empresa Peruana”. Lima.
- Johansen, S. y K. Juselius (1990), “Maximun Likelihood Estimation and Inference on Cointegration- with Aplications to the Demand for Money”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 2.
- Pesaran, M. H., Y. Shin y R. J. Smith (2001): “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships” *Journal of Applied Econometrics* 16: 289-326.
- Vásquez, K. (2015) (BCRP). “Determinantes del crecimiento agroexportador en el Perú” Revista *Moneda*. Banco Central de Reserva del Perú. Lima.

ANEXOS
Cuadro A1. Test de Wald

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	Df	Probability
F-statistic	24.93454	(3, 129)	0.0000
Chi-square	74.80362	3	0.0000

Null Hypothesis: C(11)=0, C(12)=0, C(13)=0

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(11)	-0.698937	0.081914
C(12)	0.434534	0.064311
C(13)	0.523839	0.403141

Restrictions are linear in coefficients.

Cuadro A2. Valores Críticos Asintóticos de las bandas para el estadístico t
(Caso V: con intercepto y tendencia irrestrictos)

k	0.100		0.050		0.025		0.010	
	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
0	-3.13	-3.13	-3.41	-3.41	-3.65	-3.66	-3.96	-3.97
1	-3.13	-3.40	-3.41	-3.69	-3.65	-3.96	-3.96	-4.26
2	-3.13	-3.63	-3.41	-3.95	-3.65	-4.20	-3.96	-4.53
3	-3.13	-3.84	-3.41	-4.16	-3.65	-4.42	-3.96	-4.73
4	-3.13	-4.04	-3.41	-4.36	-3.65	-4.62	-3.96	-4.96

Fuente: Pesaran *et. al.* (2001). Tabla CII. Caso V.

Notas: k indica el número de variables.

Cuadro A3. Valores Críticos Asintóticos de las bandas para el estadístico F

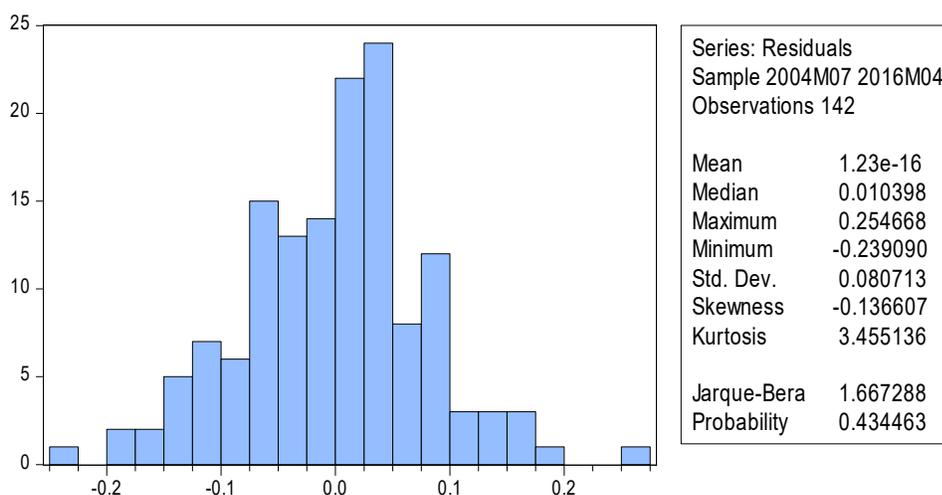
(Caso V: con intercepto y tendencia irrestrictos)

k	0.100		0.050		0.025		0.010	
	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
0	9.81	9.81	11.64	11.64	13.36	13.36	11.35	11.35
1	5.59	6.26	6.56	7.30	7.46	8.27	8.74	9.63
2	4.19	5.06	4.87	5.87	5.49	6.59	6.34	7.52
3	3.47	4.45	4.01	5.07	4.52	5.62	5.17	6.36
4	3.03	4.06	3.47	4.57	3.89	5.07	4.40	5.72

Fuente: Pesaran *et. al.* (2001). Tabla CI (v) Caso V.

Notas: k indica el número de variables.

Gráfico A1. Test de Normalidad (Histograma)



Cuadro A4. Contraste de Multiplicador de Lagrange (Breusch-Godfrey)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.125800	Prob. F(2,127)	0.8819
Obs*R-squared	0.280759	Prob. Chi-Square(2)	0.8690

Cuadro A5. Contraste de Heteroscedasticidad de White

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.766119	Prob. F(88,53)	0.8666
Obs*R-squared	79.50127	Prob. Chi-Square(88)	0.7297
Scaled explained SS	80.54201	Prob. Chi-Square(88)	0.7013

Cuadro A6. Contraste de Heteroscedasticidad ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	2.938484	Prob. F(1,139)	0.0887
Obs*R-squared	2.919055	Prob. Chi-Square(1)	0.0875

Cuadro A7. Contraste de Quiebre estructural de Chow

Chow Breakpoint Test: 2008M09

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Varying regressors: All equation variables

Equation Sample: 2004M07 2016M04

F-statistic	2.062428	Prob. F(13,116)	0.0215
Log likelihood ratio	29.52689	Prob. Chi-Square(13)	0.0055
Wald Statistic	26.81157	Prob. Chi-Square(13)	0.0132

Cuadro A8. Contraste de Quiebre estructural de Quandt-Andrews

Quandt-Andrews unknown breakpoint test

Null Hypothesis: No breakpoints within 15% trimmed data

Varying regressors: All equation variables

Equation Sample: 2004M07 2016M04

Test Sample: 2006M05 2014M07

Number of breaks compared: 99

Statistic	Value	Prob.
Maximum LR F-statistic (2008M05)	2.220095	0.1107
Maximum Wald F-statistic (2008M05)	28.86123	0.1107
Exp LR F-statistic	0.650629	0.4028
Exp Wald F-statistic	11.81801	0.0751
Ave LR F-statistic	1.232509	0.1740
Ave Wald F-statistic	16.02262	0.1740

Note: probabilities calculated using Hansen's (1997) method

Cuadro A9. Contraste de Errores de Especificación, RESET de Ramsey

Ramsey RESET Test
 Equation: UNTITLED
 Specification: D(LXNT) C D(LXNT(-3)) D(LXNT(-4)) D(LXNT(-5))
 D(LIPX(-1)) D(LIPX(-4)) D(LYEX(-1)) D(LYEX(-2)) D(LYEX(-5)) TIE
 LXNT(-1)
 LIPX(-1) LYEX(-1)
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.380012	128	0.7046
F-statistic	0.144409	(1, 128)	0.7046
Likelihood ratio	0.160114	1	0.6891

Cuadro A10. Test de Causalidad de Granger

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 09/29/16 Time: 08:58
 Sample: 2004M01 2016M04
 Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LIPX does not Granger Cause LXNT	146	8.62654	0.0003
LXNT does not Granger Cause LIPX		0.62638	0.5360
LYEX does not Granger Cause LXNT	146	3.79984	0.0247
LXNT does not Granger Cause LYEX		1.06740	0.3467
LYEX does not Granger Cause LIPX	146	0.41507	0.6611
LIPX does not Granger Cause LYEX		2.72629	0.0689

Cuadro A11. Estimación de la ecuación de largo plazo del modelo de exportaciones

Dependent Variable: LXNT

Method: Least Squares

Date: 09/29/16 Time: 10:25

Sample: 2004M01 2016M04

Included observations: 148

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-17.12161	0.870887	-19.65995	0.0000
LIPX	0.470703	0.044682	10.53444	0.0000
LYEX	2.264512	0.108737	20.82567	0.0000

R-squared	0.944548	Mean dependent var	6.430633
Adjusted R-squared	0.943783	S.D. dependent var	0.404814
S.E. of regression	0.095982	Akaike info criterion	-1.829259
Sum squared resid	1.335807	Schwarz criterion	-1.768505
Log likelihood	138.3652	Hannan-Quinn criter.	-1.804575
F-statistic	1234.945	Durbin-Watson stat	1.192707
Prob(F-statistic)	0.000000		

Gráfico A2. Estimaciones Recursivas de los Coeficientes del modelo ARDL

