

UNIVERSIDAD NACIONAL DEL ALTIPLANO

FACULTAD DE INGENIERÍA ECONÓMICA

ESCUELA PROFESIONAL DE INGENIERÍA ECONÓMICA



“VERIFICACIÓN DE LA CONDICIÓN DE MARSHALL-LERNER Y EL EFECTO CURVA J EN EL PERÚ: PERIODO 1992 - 2013”

TESIS

PRESENTADA POR:

BACH. ANA LIZBETH QUISPE QUISPE

PARA OPTAR EL TÍTULO PROFESIONAL DE

INGENIERO ECONOMISTA

PROMOCIÓN 2013 - I

PUNO - PERÚ

2019

UNIVERSIDAD NACIONAL DEL ALTIPLANO
FACULTAD DE INGENIERÍA ECONÓMICA
ESCUELA PROFESIONAL DE INGENIERÍA ECONÓMICA

TESIS

“VERIFICACIÓN DE LA CONDICIÓN DE MARSHALL-LERNER Y EL EFECTO CURVA J EN EL PERÚ - PERÍODO 1992 - 2013”

PRESENTADA POR:

ANA LIZBETH QUISPE QUISPE

PARA OPTAR EL TÍTULO DE:

INGENIERO ECONOMISTA



APROBADA POR EL JURADO DICTAMINADOR:

PRESIDENTE :

Dr. Ernesto CALANCHO MAMANI

PRIMER JURADO :

Dr. Alfredo Pelayo CALATAYUD MENDOZA

SEGUNDO JURADO :

Dr. Tomas TISNADO CHURA

DIRECTOR :

Dr. Froilán LAZO FLORES

Línea: Políticas públicas y sociales

Sublínea: Políticas macroeconómicas

FECHA DE SUSTENTACIÓN: 10/05/2018

Dedicatoria

Dedico este trabajo a Dios por estar siempre conmigo en cada paso que doy, protegiéndome, dándome fortaleza y mucha esperanza.

A mis padres Benito y Marcelina, por todo su sacrificio y amor, por ser el mejor ejemplo de entrega y superación, por ser el motor y motivo de mi vida, porque gracias a ellos hoy puedo ver mi meta alcanzada. La vida entera no me alcanzará para agradecer todo lo que han hecho por mí.

A mis hermanos Olga y Arnaldo por su apoyo incondicional, consejos, paciencia, cariño y por ser los mejores ejemplos a seguir.

A mis sobrinos Yaiza y Arnold por dar alegría a mis días.

Agradecimientos

A mis padres por ese gran apoyo que me brindan, para lograr este fin. Gracias por su entrega.

A la Universidad Nacional del Altiplano y a la Facultad de Ingeniería Económica por mi formación académica.

A los docentes de la Facultad de Ingeniería Económica a quienes les debo gran parte de mis conocimientos, por su paciencia y enseñanza.

A mi asesor de tesis, Dr. Froilan Lazo Flores, una persona admirable por su inteligencia y sus conocimientos, por su apoyo incondicional y desinteresado en la culminación de la presente investigación.

A los miembros del jurado de tesis: Dr. Ernesto Calancho Mamani, Dr. Alfredo Pelayo Calatayud Mendoza y al Dr. Tomas Tisnado Chura, por el apoyo para concretar este trabajo de investigación.

A mis hermanos políticos Patricia Huanca Choque y Ronald Sullca Recharte por todo su cariño y por sus consejos.

A mis amigas, Luz Marina Calla Uturnco, Vony Goya Sucaticona Aguilar, Jakeline Leyddi. Quinto Sucapuca y Gretty Katerin Quispe Morocco por todo su apoyo y por su amistad incondicional.

Ana Lizbeth Quispe Quispe.

ÍNDICE

ÍNDICE DE FIGURAS	
ÍNDICE DE TABLAS	
ÍNDICE DE ACRÓNIMOS	
RESUMEN	11
INTRODUCCION	15
CAPÍTULO I. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA, ANTECEDENTES Y OBJETIVOS DE LA INVESTIGACIÓN.....	17
1.1. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA	17
1.1.1. DESCRIPCIÓN DEL PROBLEMA.....	17
1.1.2. FORMULACIÓN DEL PROBLEMA.....	19
1.2. ANTECEDENTES DE LA INVESTIGACIÓN	20
1.3. OBJETIVOS DE LA INVESTIGACIÓN.....	23
1.3.1. OBJETIVO GENERAL.....	23
1.3.2. OBJETIVOS ESPECÍFICOS	24
CAPÍTULO II. REVISIÓN DE LITERATURA	25
2.1. MARCO TEÓRICO	25
2.1.1. ENFOQUE DE ELASTICIDADES	25
2.1.2. ENFOQUE DE ABSORCIÓN:	30
2.1.3. ENFOQUE MONETARIO:.....	31
2.2. MARCO CONCEPTUAL.....	32
2.2.1. BALANZA COMERCIAL.....	32

2.2.4.	BIENES TRANSABLES.....	33
2.2.5.	BIENES NO TRANSABLES.....	34
2.2.6.	CONDICIONES DE MARSHALL – LERNER	34
2.2.7.	CURVA J.....	34
2.2.8.	TÉRMINOS DE INTERCAMBIO	34
2.2.9.	TIPO DE CAMBIO NOMINAL	35
2.2.10.	TIPO DE CAMBIO REAL.....	37
2.3.	HIPÓTESIS DE LA INVESTIGACIÓN	38
2.3.1.	HIPÓTESIS GENERAL.....	38
2.3.2.	HIPÓTESIS ESPECÍFICAS.....	38
CAPÍTULO III. MATERIALES Y MÉTODOS		39
3.1.	TIPO Y NIVEL DE ESTUDIO.....	39
3.2.	MÉTODO DE INVESTIGACIÓN	39
3.3.	POBLACIÓN Y MUESTRA.....	40
3.4.	FUENTES DE INFORMACIÓN.....	40
3.5.	METODOLOGÍA ECONOMETRICA	41
3.5.1.	MODELO DE REGRESIÓN ECONOMETRICO DE LARGO PLAZO	41
3.5.2.	METODOLOGÍA DE COINTEGRACIÓN MULTIVARIADA DE JOHANSEN	46
3.5.3.	PROCEDIMIENTO DE CONTRASTE CON BANDAS: MÉTODO DE PESARAN, SHIN Y SMITH (PSS).....	50
CAPÍTULO IV. RESULTADOS Y DISCUSIÓN DE LA INVESTIGACIÓN		53

4.1.	ANÁLISIS DEL COMPORTAMIENTO DE LA BALANZA COMERCIAL Y EL TIPO DE CAMBIO REAL PARA EL PERIODO 1992 – 2013	53
4.2.	RELACIONES DE LARGO PLAZO DE LA BALANZA COMERCIAL, EL TIPO DE CAMBIO REAL BILATERAL, EL PIB DE PERÚ Y EL PIB DE EEUU.	60
4.2.1.	COMPORTAMIENTO DE LAS VARIABLES MACROECONÓMICAS	60
4.2.2.	ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS	61
4.2.3.	CONTRASTE DE RAÍCES UNITARIAS Y ESTACIONARIEDAD DE LAS VARIABLES MACROECONÓMICAS.....	62
4.2.4.	RELACIONES DE LARGO PLAZO DE LA BALANZA COMERCIAL, TIPO DE CAMBIO REAL, PBI DE PERÚ Y PBI DE EEUU (COINTEGRACIÓN).....	71
4.3.	EFFECTO EN EL CORTO PLAZO DE UNA DEPRECIACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL EN LA BALANZA COMERCIAL	84
4.3.1.	FUNCIÓN IMPULSO RESPUESTA Y DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA.....	84
4.3.2.	ANÁLISIS Y DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA.....	87
	CONCLUSIONES	89
	RECOMENDACIONES.....	91
	REFERENCIAS.....	92
	ANEXOS	95

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1: La trayectoria temporal del saldo de la balanza de pagos de cuenta corriente en forma de J (datos hipotéticos) 29

Figura 2: Balanza comercial, exportaciones e importaciones en el Perú: Período 1992-2013 (millones de dólares) 54

Figura 3: Exportaciones por tipo en el Perú: Período 1992 -2013 (millones de dólares)55

Figura 4: Exportaciones según grupo de actividad en el Perú: Período 1992-2013 (Millones de dólares)..... 56

Figura 5: Importaciones en el Perú según destino económico: Período 1992 y 2013 (porcentaje %) 56

Figura 6: Comportamiento del tipo de cambio nominal e índice del tipo de cambio real bilateral, período 1992.T1 – 2013.T4..... 57

Figura 7: Tasa de crecimiento del PBI de Perú y Estados Unidos, período 1992 -2013 (variación %) 58

Figura 8: Perú y Estados Unidos: Comportamiento de variables macroeconómicas LBC, LR, LY y LY* (período: 1992.1er. Trim. – 2013.4to.Trim.)..... 61

Figura 9: Círculo unitario de las raíces características 71

Figura 10: Test de CUSUM 83

Figura 11: Test de CUSUM cuadrado 83

Figura 12: Respuesta de la balanza comercial ante choques del índice del tipo de cambio real bilateral..... 85

Figura 13: Respuesta de la balanza comercial ante choques del producto interno bruto de Perú..... 86

Figura 14: Respuesta de la balanza comercial ante choques del producto interno bruto de Estados Unidos. 87

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1: Resultados descriptivos de las series, 1992.I – 2013.IV	62
Tabla 2: Resumen de contrastes de raíces unitarias y estacionariedad (en niveles) período: 1992.1er.Trim – 2013.4to. Trim.....	64
Tabla 3: Resumen de contrastes de raíces unitarias y estacionariedad (en primeras diferencias), período: 1992. 1er. Trim. – 2013.4to. Trim.....	67
Tabla 4: Selección del rezago óptimo del VAR de la función balanza comercial.....	69
Tabla 5: Raíz característica.....	70
Tabla 6: Test de cointegración de Johansen	72
Tabla 7: Test de cointegración de Johansen	73
Tabla 8: Modelo de corrección de errores	74
Tabla 9: Estimacion del modelo de corrección de error no restringido (Pesaran, Shin y Smith)	79
Tabla 10: Test de cointegración de Pesaran del modelo balanza comercial.....	81
Tabla 11: Valores críticos asintóticos de las bandas para el estadístico F.....	82
Tabla 12: Descomposición de la varianza de LBC	88

ÍNDICE DE ACRÓNIMOS

BCRP	Banco Central de Reserva del Perú
INEI	Instituto Nacional de Estadística e Informática
BEA	Departamento de Estudios Económicos de Estados Unidos
MERCOSUR	Mercado Común de Sur
MINCETUR	Ministerio de Comercio Exterior y Turismo
PIB	Producto Interno Bruto
TLC	Tratado de Libre Comercio
VAR	Vectores Autoregresivos
VEC	Vector de Corrección de Errores
MCO	Mínimos Cuadrados Ordinarios
MCE	Modelo de Corrección de Errores
ARMA	Modelos de Autoregresivos de Medias Móviles
MVIC	Máxima Verosimilitud con Información Completa
ADF	Dickey Fuller Aumentado
PP	Phillips y Perrón
KPSS	Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin
PSS	Pesaran, Shin y Smit

RESUMEN

El objetivo del presente trabajo de investigación es verificar la presencia de la condición de Marshall – Lerner y el efecto curva J en el Perú durante el primer trimestre del año 1992 hasta el cuarto trimestre del año 2013, periodo en el cual se han presentado varias reformas en el ámbito social, político y económico. Para lo cual se utiliza información estadística de instituciones oficiales tales como: el Banco Central de Reserva del Perú, Instituto Nacional de Estadística e Informática, Oficina de Análisis Económico de Estados Unidos y de otras entidades. Dentro del estudio se analiza el comportamiento de la balanza comercial y el tipo de cambio real bilateral para todo el periodo en estudio. Además de ello, se determina la relación de largo plazo de las variables de estudio y el impacto en el corto plazo del tipo de cambio real en la balanza comercial.

Para el análisis econométrico se realiza una serie de estimaciones, entre las cuales se formula un modelo econométrico doblemente logarítmico, teniendo como variable dependiente a la balanza comercial y como variables explicativas el tipo de cambio real, ingreso doméstico e ingreso del exterior, cuyos resultados son consistentes desde el punto de vista estadístico y económico. Asimismo, para establecer las relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables involucradas en el modelo, se utilizaron la teoría de cointegración y modelo de corrección de errores de Johansen y el de Pesaran, Shin y Smith, los mismos que mostraron evidencia de que existe relaciones de equilibrio de largo plazo entre las series económicas no estacionarias. Se determinó el efecto en el corto plazo de una depreciación del tipo de cambio real sobre la balanza comercial, para ello se empleó la metodología de función impulso respuesta, que permitió que los efectos sean positivos o negativos, asimismo, se estableció que los efectos son transitorios ante choques de los determinantes de la balanza comercial.

Finalmente se concluye que en el Perú se cumple la condición de Marshall- Lerner para el periodo 1992 – 2013, no hay evidencia del efecto Curva J en la economía peruana.

PALABRAS CLAVE

Condición Marshall-Lerner, Curva “J”, Balanza comercial, Tipo de Cambio Real, Ingreso Doméstico, Ingreso del Exterior.

ABSTRACT

The objective of this research work is to verify the presence of the Marshall - Lerner condition and the curve effect J in Peru during the first quarter of the year 1992 until the fourth quarter of 2013, period in which several reforms have been presented. in the social, political and economic field. For which statistical information is used from official institutions such as: the Central Reserve Bank of Peru, the National Institute of Statistics and Informatics, the Office of Economic Analysis of the United States and other entities. The study analyzes the behavior of the trade balance and the bilateral real exchange rate for the entire period under study. In addition, the long-term relationship between the study variables and the short-term impact of the real exchange rate on the trade balance is determined.

For the econometric analysis a series of estimations is made, among which a doubly logarithmic econometric model is formulated, having as a dependent variable the commercial balance and as explanatory variables the real exchange rate, domestic income and foreign income, whose results are consistent from the statistical and economic point of view. Likewise, to establish the long-term equilibrium relations between the variables involved in the model, Johansen's cointegration theory and error correction model and Pesaran, Shin and Smith's were used, which showed evidence that there is long-term equilibrium relations between non-stationary economic series. The effect in the short term of a depreciation of the real exchange rate on the trade balance was determined, for which purpose the impulse response function methodology was used, which allowed the effects to be positive or negative, and it was established that the effects are transitory to shocks of the determinants of the trade balance. Finally, it is

concluded that in Peru the condition of Marshall-Lerner is met for the period 1992 - 2013, there is no evidence of the J-Curve effect in the Peruvian economy.

KEYWORDS

Condition Marshall-Lerner, Curve "J", Trade Balance, Real Exchange Rate, Domestic Income, Foreign Income.

INTRODUCCION

En una economía emergente como la peruana, es importante hacer el análisis de la relación que hay entre la balanza comercial, el tipo de cambio real y el producto interno bruto. La balanza comercial en el Perú ha jugado un papel importante en el desempeño económico, en esencia, desde los años noventa el Perú ha sufrido una serie de cambios estructurales el cual conlleva a la apertura comercial, mejorando así nuestra posición económica comercial internacional, a partir del 2002 se empieza a registrar superávits comercial, alcanzando un record histórico en el 2011 de 9302 millones de US\$. Debido a este crecimiento del comercio internacional del Perú, el tipo de cambio jugado un papel importante.

En el presente trabajo de investigación se organiza cinco capítulos de la siguiente manera. Capítulo I, se desarrolla el planteamiento del problema, los antecedentes y los objetivos de la investigación. En el capítulo II, se desarrolla todo con respecto al marco teórico, marco conceptual e hipótesis de la investigación. En el capítulo III, se describe la metodología utilizada en la investigación. En el capítulo IV, se realiza la caracterización del área de investigación y finalmente en el capítulo V, se exponen, analizan los resultados y se resumen las principales conclusiones de la investigación.

El capítulo V, es el más importante, el cual está organizado en tres secciones, en la primera sección se desarrolla el comportamiento de la balanza comercial y del tipo de cambio real para el periodo 1992.1 al 2013.4, en la segunda sección se desarrolla el modelo econométrico, el test de raíz unitaria que se utiliza para determinar el orden de integración de cada una de las variables y para finalizar esta sección se realiza los test de cointegración de Johansen y de Pesaran, Shin y Smith con la finalidad de determinar si

existe una relación de largo plazo entre las variables de estudio, en la tercera sección se desarrolla la función impulso respuesta con la finalidad de ver la reacción de la balanza comercial ante un show de tipo de cambio. Finalmente se presentan las conclusiones más importantes, recomendaciones y los anexos.

CAPÍTULO I. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA, ANTECEDENTES Y OBJETIVOS DE LA INVESTIGACIÓN

1.1. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

1.1.1. Descripción del problema

En la actualidad resulta casi imposible para un país subsistir sin relacionarse directamente con el resto del mundo; este es el resultado de la evolución de la economía mundial, ya que actualmente vivimos en un mundo más globalizado que ha posibilitado una mayor comunicación entre países y por ende un auge en el comercio internacional. La época en la que estamos actualmente se caracteriza por su énfasis en los aspectos de: intercambio comercial, unificación de los mercados financieros, movimiento libre de personas entre países y con ello el intercambio de conocimiento.

En el intercambio comercial entre países las barreras arancelarias y no arancelarias que las economías imponían al ingreso de bienes provenientes de otros países, como medio de protección a los sectores internos o como mecanismos fiscales, eran los principales obstáculos a los que se enfrentan las empresas en su afán de colocar en el exterior sus productos. Es por esto que, la política de comercio exterior ha girado en torno al establecimiento de convenios y tratados comerciales, ya sea de libre comercio o de

tratamiento preferencial, para eliminar o disminuir las tasas de los aranceles aduaneros de un país contra los productos originarios de otro.

El Perú no es ajeno a estos grandes cambios que han surgido en el mundo relacionándose con las principales economías del mundo a través de los tratados de libre comercio. El Perú tiene tratados de libre comercio con: Estados Unidos, Canadá, China, Tailandia, Chile, Singapur, Japón, Panamá, Corea del Sur, Unión Europea, Costa Rica, Alianza del Pacífico, Honduras, acuerdos comerciales con Cuba, México, Venezuela, OMC, CAN, EFTA, MERCOSUR, APEC (MINCETUR, 2017).

En los últimos 10 años en el Perú, la balanza comercial ha jugado un papel protagónico en el desempeño económico, particularmente, es a partir del año 2002 en que empieza a registrar superávit, alcanzando en el 2011, un record histórico de 9302 millones de US\$. La estructura de las exportaciones no ha variado en los últimos años (BCRP Memorias, 1992 - 2013). Los envíos de productos Tradicionales representan el 66% del total de los envíos, en tanto que las exportaciones no Tradicionales explicaron el 34% restante de las ventas al exterior. Este dinamismo que está mostrando el país en el sector externo convirtió al comercio exterior en uno de los motores de la economía.

Muchas veces se suele argumentar que las depreciaciones reales del tipo de cambio, en tanto favorecen la competitividad internacional, dada que una depreciación disminuye los precios relativos de nuestras exportaciones, lo cual mejora la competitividad de nuestros productos, por lo que se le considera como positiva para la economía. Por otro lado, las importaciones se encarecen comparativamente, lo que se traduciría en una disminución del volumen importado. Y por ende una mejora en la balanza comercial, Esta dinámica descansa en la Condición de Marshall–Lerner, la cual expresa que la

balanza comercial es elástica (mayor a uno) con respecto al tipo de cambio real. Sin embargo, existe evidencia empírica de que una depreciación real puede conducir al deterioro de las cuentas externas en el corto plazo, situación que al revertirse en el tiempo forma una Curva J. De acuerdo a lo mencionado surge la necesidad de investigar más explícitamente sobre el rol que desempeña el tipo de cambio real con respecto a la balanza comercial.

Es por este motivo que se realiza la presente investigación, en la cual se analiza la evidencia empírica de la Condición de Marshall-Lerner y la Curva-J en la economía peruana durante el período 1992-2013.

1.1.2. Formulación del problema

El problema de investigación nos permitirá verificar el cumplimiento de la condición de Marshall- Lerner, la presencia de la Curva -J en el Perú durante el período 1992 al 2013 y a la vez dará respuesta a las siguientes interrogantes:

Pregunta general:

¿Se cumple la condición de Marshall - Lerner y el efecto Curva- J en el Perú durante el periodo de 1992 – 2013?

Preguntas específicas:

1. ¿Cuál es el comportamiento de la balanza comercial y del tipo de cambio real bilateral, durante el periodo de 1992 – 2013?
2. ¿Existe una relación de largo plazo entre la balanza comercial, el tipo de cambio real, PIB de Perú y PIB de Estado Unidos, para el periodo 1992– 2013?
3. ¿Qué efecto tiene en el corto plazo una depreciación del tipo de cambio real, en la balanza comercial?

1.2. ANTECEDENTES DE LA INVESTIGACIÓN

(Bustamante & Morales, 2008). Concluye que para el periodo de estudio 1991-2008 utilizando datos trimestrales bajo la metodología Econométrica de Cointegración de Johansen y utilizando 8 rezagos ha mostrado que el fenómeno Curva-J no está presente en la economía peruana y además se observa el cumplimiento de la condición de Marshall- Lerner. Lo cual indica que los agentes participes del comercio internacional peruano son altamente sensibles a las variaciones en el tipo de cambio real. Un factor explicativo de dichos acontecimientos es que, los productos de exportación peruano no incorporan un componente tecnológico significativo, esto trae como consecuencia la incapacidad de competir en el mercado con calidad y productividad, y la única salida a la competencia es mediante la depreciación del tipo de cambio real.

(Bravo, 2009) Utiliza un modelo logarítmico, las variables son: la balanza comercial, tipo de cambio real, PBI de México y PBI de estados Unidos para el período de 1993 al 2008. Para comprobar la presencia de la condición de Marshall utiliza el modelo de mínimos cuadrados ordinarios, para comprobar la presencia de la curva J utiliza un modelo de vectores autoregresivos los cálculos se realiza con el software Gretl. Concluye que: La suma de las elasticidades de las exportaciones e importaciones en valor absoluto es 2.94, es decir para la economía de México se cumple la condición de Marshall – Lerner. Por otra parte también existe la presencia de la curva J.

(Lacalle, 2009) Las variables de frecuencia trimestrales que utiliza son: Ratio de exportaciones importaciones, Índice de Volumen Físico del Producto Interno Bruto de Uruguay, el Tipo de Cambio Real de los principales 9 socios

comerciales del Uruguay, y el Índice de Producción Industrial de los países de la OCDE (Organización para la Cooperación del Desarrollo Económico) para el periodo de 1983 al 2008. Mediante la metodología multivariada de Johansen concluye que: para el periodo de 1983.I – 2008.II la condición de Marshall – Lerner no se cumple, pero para una sub-muestra del 1990.I – 2008.II si se cumple la condición de Marshall – Lerner. Con respecto al análisis impulso respuesta el impacto que tiene un shock del TCR sobre la balanza comercial Uruguay, es positivo durante los diez primeros periodos acumulando un 1.1% de impulso inicial, en el grafico se demuestra que no se asemeja a una letra J inclinada hacia la derecha, la trayectoria indica que no se pasa un periodo negativo al principio, ya que en el periodo siguiente al shock el efecto sobre la balanza comercial es positivo. Por lo tanto concluye que no se encuentra evidencia empírica en la economía uruguaya que verifique la presencia del fenómeno de la Curva J.

(Luna, 2012) Concluye que: El tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo en periodos de apreciación muestra pérdidas transitorias del espacio de competitividad del sector transable con un valor mínimo por debajo de su equilibrio de -9.41% entre los años 2008 – 2009. Pero en periodos de depreciación se recupera y ganan espacios de competitividad en las cuentas externas y se sitúa por encima de su equilibrio de largo plazo con un valor máximo de 3.95%.

La demanda de exportaciones en su conjunto estaría asociada a los siglos económicos de nuestros socios comerciales, en cuanto a exportaciones no tradicionales muestra una fuerte dependencia del tipo de cambio real. En el corto plazo algunas variables no presentaron significancia en los parámetros,

por lo que no fue considerado para el análisis del modelo, sin embargo en periodos de inestabilidad de los años 2001 y 2002 incidieron negativamente en la competitividad de las exportaciones.

(Solorzano, 2007) Concluye que: En el largo plazo se cumple la condición de Marshall – Lerner únicamente para el sector minero con una suma de elasticidades de 4.84. En cuanto al sector manufactura las exportaciones resultaron inelásticas y no significativas al tipo de cambio, en el sector de transporte y telecomunicaciones las importaciones resultaron elásticas al tipo de cambio real.

Por ultimo en el trabajo se concluye que el tipo de cambio tiene dificultades para corregir desequilibrios que muestran cada uno de los sectores en el largo plazo, esto se debe a las inelasticidades de las exportaciones e importaciones y los cambios continuos en política monetaria que experimento en la década de los noventa.

(Sastre, 2003) En el trabajo se utiliza un modelo simultáneo biecualcional cointegrado para la balanza comercial el cual explicara los flujos de exportaciones e importaciones de bienes y servicios excluyendo el sector turismo considerando el periodo 1967 – 2002. Las exportaciones son explicadas tanto por sus determinantes tradicionales, como por las importaciones incluyendo el impacto contractivo que en el corto plazo supone el aumento de la demanda interna. Las importaciones son explicadas en el largo plazo por la inversión nacional, la competitividad y las exportaciones.

El modelo aplicado para el este caso de España es un modelo para economías abiertas donde la suma de importaciones y exportaciones da como resultado un

elevado porcentaje del producto bruto interno. El modelo conlleva implicaciones teóricas que afectan al cumplimiento de la condición de Marshall - Lerner para este tipo de economías.

(Rendón. & Ramírez, 2006) Analizan empíricamente el cumplimiento de la condición de Marshall – Lerner en la economía Colombiana para el periodo de 1980 – 2001, las variables que utiliza son: Balanza comercial, tasa de cambio real, PBI de Colombia, índice de producción de Estados Unidos. Concluye que: Utilizando la Metodología Econométrica de Johansen se ha demostrado el cumplimiento de la condición de Marshall – Lerner, esto quiere decir que los agentes partícipes del comercio internacional son altamente sensibles a las variaciones del tipo de cambio real.

La evidencia encontrada concierne importantes implicaciones de política económica. Una política fiscal restrictiva es importante para tener un tipo de cambio competitivo, y así los productos domésticos se hacen más competitivos en el mercado internacional, además la reducción de la absorción interna conlleva a una mejora de la balanza comercial.

1.3. OBJETIVOS DE LA INVESTIGACIÓN

1.3.1. Objetivo general

- Verificar el cumplimiento de la condición de Marshall - Lerner y el efecto Curva-J en el Perú durante el periodo de 1992 – 2013.

1.3.2. Objetivos específicos

- Analizar el comportamiento de la balanza comercial y del tipo de cambio real, durante el periodo de 1992-2013.
- Determinar la relación de largo plazo entre la balanza comercial, el tipo de cambio real, el PIB de Perú y el PIB de Estados Unidos, para el período 1992-2013.
- Determinar el efecto en el corto plazo de una depreciación del tipo de cambio real, en la balanza comercial.

CAPÍTULO II. REVISIÓN DE LITERATURA

2.1. MARCO TEÓRICO

En teoría económica existen tres enfoques de la Balanza de Pagos: Enfoque de las Elasticidades, Enfoque de la Absorción y el Enfoque Monetario. Cada enfoque aborda la relación entre la balanza comercial y el tipo de cambio. Se analiza el impacto de una devaluación de la moneda doméstica sobre la balanza comercial del país en cuestión.

La literatura que ha estudiado la relación entre la balanza comercial y los tipos de cambio, surgió en primera instancia con el trabajo desarrollado por Bickerdike (1920) quien estableció las condiciones de estabilidad cambiaria, Robinson (1937) señaló la influencia de las elasticidades de oferta reducidas como una forma que debilitaba la condición, Lerner (1944) estableció totalmente las condiciones y atrajo el interés del estadísticos y de los partidarios de tipo de cambio flexibles. Estos trabajos constituyen la fuente de lo que se conoce como el enfoque de las elasticidades de la balanza de pagos.

2.1.1. Enfoque de elasticidades

En el caso del enfoque de elasticidades focaliza su atención exclusivamente en el desequilibrio externo, en donde, asume que la devaluación cambia la relación entre los

precios internos y los externos, el cual, hace más competitivo internacionalmente la producción nacional de bienes transables; lo que explica la posibilidad de expansión de la producción de bienes exportables y de los bienes nacionales que pueden competir con las importaciones, y así reduciendo el desequilibrio (déficit) de la balanza comercial. Para ello es necesario que:

“El teorema o condición de Marshall-Lerner demuestra que para llevar a cabo la devaluación de una divisa y que ésta tenga un impacto positivo en la balanza comercial, la suma de las elasticidades precios de las importaciones y las exportaciones ha de ser, en valor absoluto, superior a 1. El efecto neto en la balanza comercial dependerá de las elasticidades de los precios, si los bienes exportados son elásticos su demanda experimentará un aumento proporcionalmente mayor a la disminución de los precios, y el total de los ingresos por exportaciones aumentarán en la balanza comercial, y si los bienes importados también son elásticos el importe total por importaciones decrecerá. Ambas variaciones mejoraran el saldo de la balanza comercial.” (Calvo, 2010)

La condición Marshall – Lerner, sostiene que, si todo lo demás permanece constante, una depreciación real mejora la balanza por cuenta corriente si los volúmenes de exportaciones y de las importaciones son suficientemente elásticos respecto al tipo de cambio real. Por tanto podemos expresar en términos de ecuación de la siguiente manera.

$$\eta_X + |\eta_{IM}| > 1$$

Partiendo de la situación de equilibrio

$$XN = X(e, Y^*) - eM(e, Y)$$

$$dXN = \frac{\partial X}{\partial e} de + \frac{\partial X}{\partial Y^*} dy^* - \left[deM(e, Y) + e \left(\frac{\partial M}{\partial e} de + \frac{\partial M}{\partial Y} dy \right) \right]$$

$$dXN = X_e de + X_e dy^* - deM(e, Y) - eM_e de - eM_e dy > 0$$

$$dXN = de [X_e - M - eM_e] > 0$$

Realizando algunas operaciones matemáticas y usando la siguiente expresión

$X = e \cdot M$ obtenemos:

$$X_e (e/X) - M_e (e/M) > 1$$

Si la elasticidad de las exportaciones y las importaciones es:

$$\eta_X = X_e \left(\frac{e}{X} \right) \quad ; \quad \eta_{IM} = IM_e \left(\frac{e}{IM} \right)$$

Se concluye que para que el tipo de cambio tenga un efecto positivo en la balanza comercial se debe de cumplir que la elasticidad de las exportaciones respecto al tipo de cambio más la elasticidad de las importaciones respecto al tipo de cambio en valor absoluto deben ser mayores que uno, lo cual se expresa en la siguiente ecuación:

$$\eta_X + |\eta_{IM}| > 1$$

Se argumenta que la condición de Marshall - Lerner provee tanto de las condiciones necesarias como suficientes para una mejora de la balanza comercial. No obstante, en la realidad hay casos donde la condición fue satisfecha pero la balanza comercial continuó deteriorándose. Es por eso que el análisis pasó a centrarse en la dinámica

de corto plazo que investiga acerca de la trayectoria de la balanza comercial post devaluación.

Existen trabajos que analizan las relaciones de corto y largo plazo entre la balanza comercial y el tipo de cambio real. Mientras hay razones para creer que el fenómeno de la Curva J caracteriza la dinámica de corto plazo, también existen razones para creer que no es así. La evidencia empírica ha sido bastante inconclusa al respecto.

Curva J.

La idea de que la devaluación es un mecanismo para el ajuste de una balanza de pagos de cuenta corriente deficitaria, que en caso de ser efectivo conduce a menores ritmos de endeudamiento neto con el exterior. La curva J es por tanto un fenómeno un tanto perverso que, al contrario de lo esperado, en el corto plazo conduce a una profundización del déficit, como consecuencia de elasticidades de respuesta bajas o nulas de las cantidades exportadas e importadas a la devaluación del tipo de cambio real (Morales, 2009).

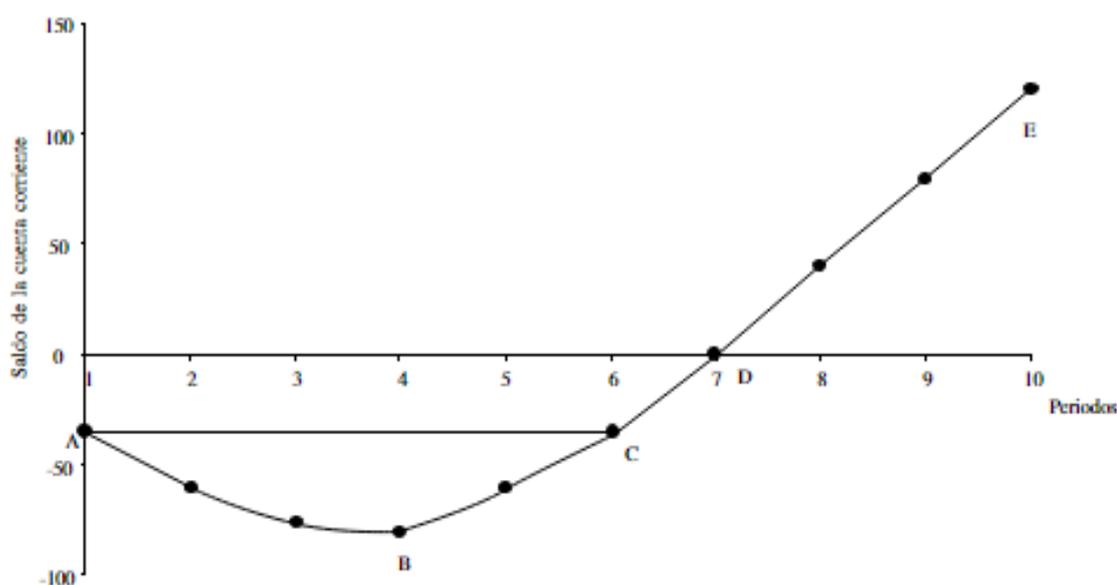


Figura 1

La trayectoria temporal del saldo de la balanza de pagos de cuenta corriente en forma de J (datos hipotéticos)

El efecto de curva J en (Dornbusch, Fischer y Startz , 2001) hacen referencia a la evidencia empírica para los EUA de 1985 a 1988, plantean al asunto como si fuera un fenómeno de validez general para todos los países. El saldo de la balanza de cuenta corriente lo miden en unidades de producto interno, es decir, en unidades de moneda nacional deflacionadas con el deflactor implícito del PIB. No arguyen, sin embargo, por qué es esa la manera apropiada de medir el saldo de la cuenta corriente, cuando se trata de examinar el asunto de su ajuste. La presentación parte de una situación inicial en donde las importaciones son mayores a las exportaciones; de que las importaciones aumentan su precio en moneda nacional como consecuencia de la devaluación; además así como de que las cantidades exportadas e importadas responden poco o nada a la modificación cambiaria. Señalan que la evidencia empírica sobre esta cuestión es bastante contundente y da el siguiente resultado: Las variaciones de las cantidades a corto plazo, por ejemplo, en un año, son bastante pequeñas, y no contrarrestan el efecto de los precios.

La presentación de (Abel y Bernanke, 2001) presentan una curva J conceptual y datos estadísticos de EUA para la década de los ochenta que sugieren la existencia de un efecto de curva J, con las exportaciones netas aparentemente medidas en unidades de producto interno. Ellos muestran el segmento descendente de la parte inferior de la curva J como reflejo de un “patrón de respuesta típico” de las exportaciones netas, aunque unos renglones más abajo simplemente dicen que el efecto de aumento algebraico del saldo de la cuenta

corriente como respuesta a una devaluación “podría no ser válido” (es decir, el déficit podría no disminuir).

La curva J en la presentación de (Krugman y Obstfeld, 1995) niegan que una depreciación real de la moneda mejore de manera rápida la cuenta corriente, debido a la presencia del efecto de la curva J. El comportamiento subyacente de los flujos comerciales puede resultar ser bastante más complejo solo a un ajuste gradual de la cuenta corriente cuando varían los tipos de cambio la cuenta corriente expresada en producto interno, puede deteriorarse rápidamente después de una depreciación real ya que las exportaciones expresadas en términos de Producto interno no varían, mientras que las importaciones aumentan

2.1.2. Enfoque de absorción:

El centro de atención del modelo de absorción lo constituye la relación existente entre el nivel de gasto interno y el nivel de producción, en el cual la eliminación de un desequilibrio externo requiere ajustar el nivel de gastos al nivel de producción, es decir:

$$Y = C + I + G + (X - IM) \text{ Absorción}$$

$$A = C + I + G \text{ Absorción interna}$$

$$Y - A = X - IM$$

Dónde:

Y = Producto

C = Consumo

I = Inversión

G = Gasto del Gobierno

X = Exportaciones

IM = Importaciones

“Si consideramos que la economía está por debajo del pleno empleo, entonces existe la posibilidad que el producto (Y) se incremente de modo que una devaluación podría incrementar las exportaciones netas (si la condición son favorables y el nivel de absorción permanece constante)”. “Si la economía se encuentra en pleno empleo no es posible producir más bienes y servicio. La devaluación en este caso tiende a incrementar las exportaciones (netas, pero el resultado podría ser solamente inflación”.

2.1.3. Enfoque monetario:

El modelo monetario, que indica el impacto monetario de la devaluación, ha sido de mayor atención dentro de los diferentes enfoques, el cual, señala, que: “los desequilibrios en la balanza de pagos y en el tipo de cambio se deben básicamente a distorsiones monetarias. Con un régimen de tipo de cambio fijo, donde los excesos de demanda y oferta de dinero se ajustan mediante flujos de reservas internacionales, se tiene el enfoque monetario de la balanza de pagos. Con un tipo de cambio flotante, donde el tipo de cambio se ajusta para igualar la oferta y la demanda monetarias se tiene la aproximación monetaria al tipo de cambio.”

Es decir, cuando existe un tipo de cambio fijo, una devaluación ocasionará incrementos en el nivel de precios doméstico a través de una ecuación de paridad de poder de compra, el cual, tendremos una reducción de la demanda externa y como también de la demanda interna, por tanto, habrá un desplazamiento hacia la

demanda de importaciones, y para ello, se producirá presiones sobre las reservas, así produciendo un deterioro en la balanza comercial.

En el caso de un tipo de cambio flexible (donde se ajusta la oferta y demanda en el mercado cambiario), por tanto, si existiera un exceso en el stock de dinero inicial no generaría fuertes impactos, sobre la balanza comercial, pero si el tipo de cambio sufría algunos cambios.

2.2. MARCO CONCEPTUAL

2.2.1. Balanza comercial

La balanza comercial es un estado contable sistemático de todas las transacciones de bienes y servicios entre un país y el resto del mundo, que forma parte de la cuenta corriente, es decir, que la cuenta corriente está compuesta en su mayoría por la balanza comercial y registra las exportaciones e importaciones de bienes: “mide el saldo neto de las exportaciones de un país al resto del mundo menos sus importaciones desde el resto del mundo. Es decir, cuando un país exporta X más de los que importa M , al final presenta superávit comercial (un crédito), y al contrario cuando las importaciones M superan a las exportaciones X , decimos que el país tiene déficit comercial (BCRP, 2011).

2.2.2. Balanza en cuenta corriente

Cuenta de la Balanza de Pagos que recoge todas las transacciones (distintas de aquellas que comprenden recursos financieros) que involucran valores económicos y tienen lugar entre residentes de una economía y el resto del mundo. De manera específica, registra la diferencia entre el valor de las exportaciones e

importaciones de bienes y servicios, así como los flujos netos por renta de factores (diferencia entre ingresos y egresos tanto privados como públicas) y transferencias corrientes (BCRP, 2011).

2.2.3. Balanza de pagos

La balanza de pagos es un registro estadístico que resume sistemáticamente, para un tiempo específico, las transacciones económicas (aquellas que involucran bienes, servicios e ingreso así como aquellas en donde intervienen activos y pasivos financieros y las transferencias como las donaciones) que realizan los residentes de una economía con el resto del mundo. Usualmente se presentan de modo que la suma de sus rubros refleja la variación del saldo de reservas internacionales del BCRP. El registro de la balanza de pagos es responsabilidad del Banco Central de Reserva según el artículo 73 de su Ley Orgánica (BCRP, 2011).

2.2.4. Bienes transables

Bienes susceptibles de ser comercializados internacionalmente (exportados o importados). Su precio tenderá a reflejar el precio internacional más aranceles y costos de transporte en moneda nacional.

Un país exporta bienes y servicios al resto del mundo como también importa del resto del mundo, aunque no todo los bienes y servicios son transables en el comercio exterior, es decir, existen bienes transables y no transables (BCRP, 2011).

2.2.5. Bienes no transables

Son aquellos bienes que por su naturaleza no son susceptibles de ser comercializados en el mercado internacional, por lo que su precio se determina por las condiciones de oferta y demanda en el mercado interno.

“Los bienes no transables solo pueden consumirse, por supuesto dentro de la economía en que se producen; no puede importarse ni exportarse” (Sachs & Larraín, 2004). Su presencia afecta cada una de las características de la economía, desde la determinación de los precios hasta la estructura de la producción y los efectos de la política macroeconómica.

2.2.6. Condiciones de Marshall – Lerner

Son los valores mínimos que deben tener las elasticidades de las importaciones y exportaciones con respecto al tipo de cambio real para que la balanza comercial mejore cuando se deprecia el tipo de cambio real (De Gregorio, 2007).

2.2.7. Curva J

Se refiere a la forma que tiene la evolución de la balanza comercial en el tiempo como producto de una depreciación. Al principio se deteriora (la parte decreciente de la J) como producto del efecto precio, pero luego mejora a medida que los volúmenes responden (De Gregorio, 2007).

2.2.8. Términos de intercambio

Los términos de intercambio (TI) corresponden a la razón entre los precios de exportación y los precios de importación. Como los países exportan múltiples tipo de bienes, entonces, se debe interpretar que los precios de exportación (P_x) es un índice de precios y de la misma manera para el caso de los precios de importaciones (P_m), por tanto, se la expresa de la siguiente manera:

$$TI = P_x / P_m$$

“Ambos precios deben estar en la misma unidad monetaria (pesos, dólares, etcétera). Las unidades de TI son (unidades monetarias/bien exportado)/(unidades monetarias/bien importado) = bien importado/bien exportado. Es decir, TI representa cuantas unidades de bienes importados se pueden comprar con una unidad de bien exportado. En consecuencia si TI se deteriora (cae) entonces se requieren más exportaciones por unidad de importación.”

2.2.9. Tipo de cambio nominal

El comercio exterior está muy relacionado con el tipo de cambio nominal que es el precio de una moneda expresada en términos de otra, es decir cuánto de moneda nacional se requiere para comprar una unidad del bien extranjero.

“El tipo de cambio nominal, es el precio de una moneda extranjera usualmente el dólar, en términos de la moneda nacional. Si la moneda local es el peso, (e) corresponde al número de soles para comprar un dólar. Esto es igual como se mide el precio de cualquier bien, es decir cuántos pesos se requieren por unidad

del bien, en el caso del tipo de cambio el bien es la moneda extranjera” (Sachs & Larraín, 2004).

Es decir, el tipo de cambio establece la relación entre un país y el resto del mundo, el cual, nos lleva a medir el precio de nuestra moneda respecto a la moneda extranjera. En cuanto un incremento del valor de la moneda nacional (apreciación o revaluación) refleja el encarecimiento de los bienes nacionales y el abaratamiento de los bienes extranjeros, y al contrario una disminución del valor de nuestra moneda (depreciación o devaluación) se traduce en el abaratamiento de los bienes nacionales y el encarecimiento de los bienes extranjeros.

- Tipo de cambio fijo

Tipo de cambio que se establece y mantiene inalterado por decisión de política económica. Para mantener dicha tasa, la autoridad debe tener una cantidad suficiente de divisas para venderlas cada vez que existan excesos de demanda en el mercado y contar con instrumentos de política monetaria para absorber los excesos de oferta. En la época del patrón oro, los países miembros del Fondo Monetario Internacional tenían el compromiso de mantener sus paridades fijas con el dólar de los Estados Unidos de América (BCRP, 2011).

Fijar el tipo de cambio significa que el banco central tiene que estar dispuesto a comprar y vender todas las divisas necesarias para mantener este en el valor que ha fijado. Si hay quienes desean vender divisas en exceso de lo que se demanda, esa diferencia la tendrá que comprar el banco central para evitar que el tipo de cambio

se aprecie, es decir que, para evitar que baje el valor de la divisa por el exceso de oferta, debe comprar dicho exceso.

- Tipo de cambio flexible

Régimen cambiario, también llamado flotante, en el cual el tipo de cambio se determina de acuerdo a las fuerzas del mercado. Cuando existe intervención del Banco Central en este mercado, el régimen es denominado de flotación “sucia” o “administrada” (BCRP, 2011).

2.2.10. Tipo de cambio real

Se define al tipo de cambio real como un precio relativo, el cual, es igual a la multiplicación del tipo de cambio nominal por el nivel precio extranjero dividido entre el nivel de precio nacional, Por tanto, las unidades del tipo de cambio real ya no son monedas nacionales por unidad de moneda extranjera, sino bienes nacionales por unidad de bien extranjero. De manera de sintetizar la definición del tipo de cambio real tenemos:

$$E = e \frac{p^*}{p}$$

Se define al tipo de cambio real como un precio relativo, el cual, es igual a la multiplicación del tipo de cambio nominal por el nivel precio extranjero dividido entre el nivel de precio nacional, Por tanto, las unidades del tipo de cambio real ya

no son monedas nacionales por unidad de moneda extranjera, sino bienes nacionales por unidad de bien extranjero.

2.3. HIPÓTESIS DE LA INVESTIGACIÓN

2.3.1. Hipótesis general

- En el Perú se cumple la condición de Marshall-Lerner para el periodo 1992 - 2013 y con respecto al efecto curva-J no está presente en la economía peruana.

2.3.2. Hipótesis específicas

- La balanza comercial presenta un ritmo creciente para el periodo de estudio, mientras el tipo de cambio real bilateral se ha ido depreciando a lo largo del periodo de estudio.
- Existe una relación de largo plazo entre la balanza comercial, el tipo de cambio real, el PIB de Perú y PIB de Estados Unidos, para el Perú
- En el corto plazo una depreciación del tipo de cambio real tiene un efecto negativo generando una disminución de las exportaciones netas, poniendo en déficit la balanza comercial.

CAPÍTULO III. MATERIALES Y MÉTODOS

3.1. TIPO Y NIVEL DE ESTUDIO

El tipo de estudio de la investigación es horizontal, puesto que se trabajó con datos ordenados en el tiempo o series de tiempo de los años en mención, los datos históricos de las variables son extraídos de las publicaciones en el internet del Banco Central de Reserva el cual publica las estadísticas oficiales del Perú y de la BEA (Oficina de estudios Económicos). El nivel de estudio es descriptivo y explicativo.

3.2. MÉTODO DE INVESTIGACIÓN

El procedimiento para descubrir las condiciones en que se presentan sucesos específicos, caracterizado generalmente por ser tentativo, verificable, de razonamiento riguroso y observación empírica.

En la realización del trabajo de investigación se utilizó el método de investigación inductivo para lo cual se emplearon la técnica de investigación del análisis estadístico, la elaboración de cuadros estadísticos con su respectiva interpretación específicamente se utilizó la Metodología Econométrica lo primero

que se realiza es el contraste de raíces unitarias como son Dickey-Fuller Aumentado (DFA), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin (KPSS), este contraste de raíces unitarias permite conocer si las variables son estacionarias o no lo son y el orden de estacionariedad que tiene cada variable. En lo que se refiere a los métodos de Cointegración se utilizaron la metodología de Johansen y el método Pesaran, Shin y Smith, modelos VEC Y VAR, finalmente función impulso – respuesta y función descomposición - varianza para lo cual el respectivo instrumento de este trabajo de investigación es el programa estadístico Econométrico Eviews para realizar las respectivas estimaciones.

3.3. POBLACIÓN Y MUESTRA

Para el presente trabajo de investigación la población y muestra abarca todo el territorio nacional, porque los datos de las variables de análisis fueron extraídos de forma censal del Banco Central de Reserva del Perú y para los datos de Estados Unidos fueron extraídos de la BEA (Oficina de estudios Económicos).

3.4. FUENTES DE INFORMACIÓN

Para una mejor toma de decisiones por parte de la autoridad competente, se extraerán datos estadísticos trimestrales comprendido entre el periodo de 1992 I a 2013 IV que se encuentran en la página web del Banco Central de reserva de Perú y de la BEA (Oficina de estudios económicos) los siguientes datos:

- Balanza comercial
- Tipo de cambio real
- Producto bruto interno de Perú
- Producto bruto interno de Estados Unidos

3.5. METODOLOGÍA ECONOMETRICA

3.5.1. Modelo de regresión econométrico de largo plazo

Los determinantes de la balanza comercial de una economía pequeña, tal como la peruana, se derivan de modelos en los cuales se asumen dos países con agente representativo (Obstfeld & Rogoff, 1996). En dichos modelos se obtienen las funciones de demanda de importaciones y demanda de exportaciones, y por ende, la balanza comercial, por medio de un proceso de optimización dinámico, en el cuál, el agente representativo deriva su utilidad intertemporal del consumo de dos clases de bienes, uno producido domésticamente –no transable- (cnt) y otro bien importado -transable- (ct), sujeto a una restricción presupuestaria también de carácter intertemporal (Rendón & Ramírez , 2006).

El problema que enfrenta el agente representativo del país doméstico economía pequeña, es el siguiente:

$$MAX U = \int_0^{\infty} e^{\beta t} u(ct_t, cnt_t) dt \quad (1)$$

Donde $0 < \beta < 1$ representa una tasa constante de descuento, dado que todos los argumentos de la función de utilidad están medidos en términos reales.

$$\dot{g} = d_t + X_t \left(\frac{p^x}{p^f} \right)_t + g_t \left(\frac{p}{p^f} \right)_t - ct_t \left(\frac{p^m}{p^f} \right)_t - cnt_t \quad (2)$$

La restricción presupuestaria intertemporal está determinada por la variación del presupuesto, cuyos movimientos se deben a la diferencia entre un presupuesto inicial g_t , una dotación de bienes producidos internamente d_t y las exportaciones domésticas X_t menos los gastos de consumo interno en bienes no transables (cnt) y transables (ct). Además, observamos que tanto las exportaciones como las importaciones son deflactadas por el nivel de precios foráneo; el ratio entre el precio de las exportaciones y el nivel de precios foráneo $(\frac{p^x}{p^f})_t$ y el ratio entre el precio de las importaciones y el nivel de precio foráneo $(\frac{p^m}{p^f})_t$ miden respectivamente, el poder adquisitivo de las exportaciones e importaciones domésticas en términos de moneda foránea.

Donde:

$$p_t^f = \delta p_t^{n,f} + (1 - \delta) p_t^{m,f} \quad (3)$$

Así, $\delta, (1-\delta)$ son respectivamente, la ponderación de los bienes de consumo no transables y transables al interior del índice de precios foráneo, tenemos $0 < \delta < 1$. Además $p_t^{n,f}$, es el nivel de precios de bienes no transables en el país foráneo y $p_t^{m,f}$ es el nivel de precios de las importaciones foráneas –exportaciones domésticas-.

Asumiendo una función de utilidad del tipo ESC (Elasticidad de Sustitución Constante), tenemos específicamente el siguiente problema de optimización dinámica (Misas, Ramírez & Silva, 2001):

$$U = \int_0^\infty e^{-\beta t} \frac{-1}{\rho} \left[\frac{-1}{\rho} \ln(\theta cnt^{-\rho}_t + (1 - \theta) ct^{-\rho}_t) \right] dt \quad (4)$$

S.a:

$$\dot{g} = d_t + X_t \left(\frac{p^x}{p^f} \right)_t + g_t \left(\frac{p}{p^f} \right)_t - cnt_t - ct_t \left(\frac{p^m}{p^f} \right)_t \quad (5)$$

Aplicando el Principio del Máximo de Pontryagin (Pontryagin, 1962). Las variables de control son: la demanda por bienes no transables y la demanda de importaciones; además, la variable de estado es el presupuesto y la variable de coestado es el multiplicador dinámico de Lagrange asociado a las ecuaciones (4) y (5).

Resolviendo las ecuaciones (4) y (5), se obtiene la ecuación de largo plazo a estimar, en las cuales se integran la variable del precio relativo y dos variables del nivel de renta.

$$BC_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 Y_t^* + \varepsilon_t \quad (6)$$

Dónde:

BC_t = Balanza Comercial

Y_t = Producto Bruto Interno del Perú

Y_t^* = Producto Bruto Interno de Estados Unidos

R_t = Tipo de cambio Real

ε_t = Término de error

La teoría económica considera que una devaluación real de la moneda doméstica tiende a empeorar el estado inicial de la balanza comercial debido a que el efecto

precio tiende a dominar sobre el efecto volumen en el corto plazo, luego de este proceso, el comportamiento de la balanza comercial se revierte y unos meses más tarde el efecto volumen domina sobre el efecto precio y como resultado la balanza comercial empieza a presentar mejores resultados.

La metodología consiste en la aplicación de VAR cointegrados con la finalidad de conocer si existe alguna relación de largo plazo entre las series en estudio y a la vez estudiar los mecanismos de transmisión de dichas series. Dado el modelo econométrico adoptado y la necesidad de estimar elasticidades, las series se encuentran en logaritmos, transformación que corrige problemas de varianza.

Los datos de las variables para el presente estudio corresponden a series de tiempo de frecuencia trimestral, por lo que se aplicará el contraste de raíces unitarias, se utilizarán las pruebas formales como son Dickey-Fuller Aumentado (DFA), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin (KPSS) de cada una de la series tanto en niveles como en primera diferencias. A continuación veremos información más detallada de cada uno de estos contrastes de raíces unitarias:

En el caso del contraste de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) es uno de los test más utilizado el cual consiste en estimar las siguientes regresiones:

Modelo con tendencia e intercepto

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

Modelo con intercepto, pero sin tendencia

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

Modelo sin componentes determinísticos

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

Donde:

a_0 : es la constante (intercepto)

t : es el tiempo

ε_t : es una perturbación aleatoria (ruido blanco)

El contraste de Phillips-Perron, es una corrección no paramétrica de los procedimientos de Dickey-Fuller, además supone que los términos de error pueden estar autocorrelacionados y ser heteroscedásticos. KPSS admite que los errores pueden estar autocorrelacionados y pueden ser heteroscedásticos. Tiene sólo dos procesos generadores de datos: modelo con intercepto y modelo con tendencia más intercepto.

En el trabajo de investigación para determinar si existe relación de largo plazo entre las variables involucradas se utilizará la metodología de Cointegración multivariada de Johansen y la metodología de bandas de Pesaran, Shin y Smith (PSS).

3.5.2. Metodología de cointegración multivariada de Johansen

El método de Johansen 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).

Características de la metodología de Johansen:

1. Se basa en un modelo de vectores autoregresivos (VAR) en la que todas las variables se consideran endógenas.
2. Para la estimación utiliza el método de máximo verosimilitud con información incompleta.
3. Estima todos los vectores de Cointegración sin imponer a priori que solo existe 1 como en el caso de Engle-Granjer.
4. Contrasta simultáneamente el orden de la integración de las variables y la presencia de relaciones de cointegración entre ellos.
5. El principal propósito de la metodología de Johansen es investigar si los coeficientes de la matriz Π contiene información acerca de las relaciones de largo plazo entre las variables.

Consideramos un modelo VAR de orden p :

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \Pi_3 X_{t-3} + \dots + \Pi_p X_{t-p} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde:

$$\varepsilon_t \sim \text{IIN}p(\mathbf{0}, \Lambda)$$

Se distribuye idénticamente e independientemente distribuido con media 0.

ε_t : Es un vector de variables aleatorias idéntica e independientemente distribuidas con media nula y matriz de varianzas y covarianzas Λ .

X_t : Es un vector columna de orden $(k \times 1)$ integrado de orden 1, donde k es el número de variables del modelo.

μ : Es el vector de constantes de orden $k \times 1$.

D_t : Es la variable que representa a las dummies estacionales centradas, las cuales suman cero en el año completo (si son datos trimestrales se incluyen tres dummies).

$\Pi_1, \Pi_2, \Pi_3, \dots, \Pi_p$: Son matrices de coeficientes de orden $k \times k$.

En general, las series de tiempo económicas son procesos estacionarios por lo que el sistema VAR de la ecuación (1) se expresa usualmente en forma de primera diferencias. Usando la relación $(\Delta=1-L)$ donde L es el operador de retardos la ecuación (1) puede escribirse como:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi X_{t-p} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde:

$$\Gamma_i = -\mathbf{I} + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \quad (i = 1, \dots, p-1)$$

$$\Pi = -\mathbf{I}_k + \Pi_1 + \dots + \Pi_p$$

Si en la ecuación (2) no tiene el término ΠX_{t-p} ni los dummies entonces dicha ecuación constituye modelo VAR en primeras diferencias.

La matriz Π es igual a: $\Pi = \alpha\beta'$ de orden $(K \times K)$ donde la matriz α es una medida de la importancia relativa de cada variable en la combinación cointegrante de cada ecuación, β es la matriz de vectores de cointegración. Por lo tanto la matriz Π contiene información sobre la relación de largo plazo entre las variables (es decir la Cointegración).

Es importante notar que para que la ecuación (2) esté equilibrada es necesario que ΠX_{t-k} sea $I(0)$ 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 $(\Pi) = k$, *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 $(\Pi)=0$, es decir, la matriz Π es una matriz nula y la ecuación (2) 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.

La metodología de cointegración Johansen se basa principalmente en dos tipos de contrastes: El estadístico de la traza (ratio de verosimilitud) y el estadístico del máximo valor propio (Eigenvalues maximal).

Ambos estadísticos contrastan la hipótesis nula:

$H_0: \Pi = \alpha\beta'$ para la elección $r = K$, es:

$$LRt = -2\ln(Q; H_2 / H_1) = -T \sum_{i=r+1}^K \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3)$$

Donde:

T: Representa el número de observaciones

$\hat{\lambda}_i$: 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 , $r \leq K$

El **estadístico de máximo autovalor** (*maximal eigenvalues statistics*), esta dado por:

$$\lambda_{\max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4)$$

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).

3.5.3. Procedimiento de contraste con bandas: Método de Pesaran, Shin y Smith (PSS)

El procedimiento propuesto por Pesaran, Shin y Smith (2001) presenta 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 multivariado de Johansen basado en un sistema de ecuaciones.

La primera ventaja es que en el caso del procedimiento de contraste con bandas 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. Ello evita algunas de las dificultades habituales a las que se enfrenta el análisis empírico de series temporales, como la baja potencia de los contrastes de

raíces unitaria y las dudas sobre el orden de integrabilidad de las variables examinadas.

La segunda ventaja del procedimiento de Pesaran, Shin y Smith es que 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.

La tercera ventaja se refiere a que 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 BC_t , R_t , Y_t y Y_t^* , será el modelo ARDL (*Autorregresive Distributed Lag*): Modelo de Corrección de Errores irrestricto.

$$\Delta x_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p-1} a_{1i} \Delta BC_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} a_{2i} \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} a_{3i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} a_{4i} \Delta Y_{t-i}^* + a_5 t + a_6 BC_{t-1} + a_7 R_{t-1} + a_8 Y_{t-1} + a_9 Y_{t-1}^* + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

Donde x_t es BC_t , R_t , Y_t y Y_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 que contrasta la significación conjunta del primer retardo de las variables en niveles empleadas en el análisis (BC_{t-1} , R_{t-1} , Y_{t-1} y Y_{t-1}^*). Por otra parte, un estadístico t que contrasta la significatividad individual de la variable dependiente en niveles retardada (x_{t-1}).

PSS 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 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 $I(0)$ ó $I(1)$, necesitamos asegurarnos de que la variable dependiente es $I(1)$ y que ninguna variable utilizada en el análisis es $I(d)$, con $d \geq 2$.

Para contrastar la hipótesis nula de la no existencia de una relación de largo plazo con la balanza comercial como variable dependiente ($x_t = BC_t$) se utilizan varios estadísticos.

CAPÍTULO IV. RESULTADOS Y DISCUSIÓN DE LA INVESTIGACIÓN

4.1. ANÁLISIS DEL COMPORTAMIENTO DE LA BALANZA COMERCIAL Y EL TIPO DE CAMBIO REAL PARA EL PERIODO 1992 – 2013

4.1.1. La balanza comercial en el Perú en el contexto macroeconómico del Perú

La balanza comercial entre 1992 a 1995 tuvo un comportamiento deficitario y se incrementó de 2,3 por ciento a 4,3 por ciento del PBI explicado por el crecimiento de la producción y la inversión que causó compras de insumos de bienes de capital, de consumo duradero y no duradero de origen extranjero, así, en este periodo las importaciones crecieron en 19,62 por ciento y las exportaciones en 14,12 por ciento. En 1996 las importaciones crecieron tan solo 1,7 por ciento debido a las políticas fiscales y monetarias orientadas a disminuir la expansión de la demanda interna y reducir las importaciones debido al déficit de la cuenta corriente de la balanza de pagos (INEI, 2016). En 1998 a causa del fenómeno del niño las exportaciones decrecieron en -15,65 por ciento (principalmente exportaciones tradicionales) y entre 1998 y 1999 debido a la crisis económica y financiera internacional (1997-1999) la demanda externa, así como la cotización de los principales minerales que exportaba el Perú se redujo (Rozenberg, 2000).

Entre el 2000 al 2008 las exportaciones crecieron en promedio 20,55 por ciento explicado por la mayor demanda externa de los principales socios comerciales del Perú que mostraron crecimiento económico y las importaciones para el mismo periodo crecieron 18,22 por ciento.

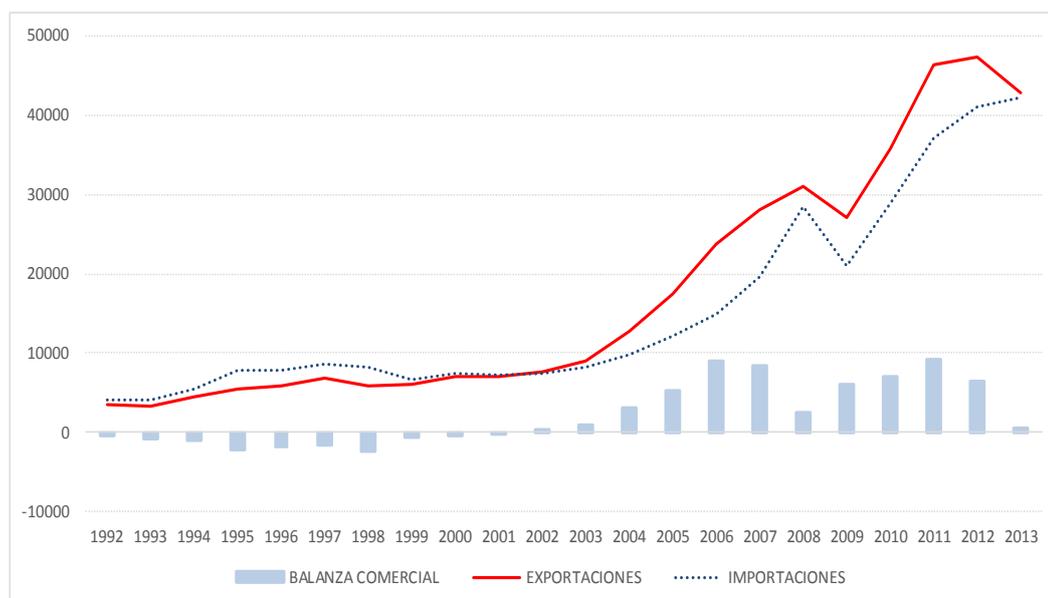


Figura 2

Balanza comercial, exportaciones e importaciones en el Perú: Período 1992-2013 (millones de dólares)

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú (BCRP)

Estimación propia

En 2009 se contrajo el crecimiento de las exportaciones y decreció a -12,73 por ciento a consecuencia de la crisis financiera internacional del 2008 que produjo el debilitamiento de la demanda mundial. En los años 2010 y 2011 el crecimiento de las exportaciones (30,89 por ciento) se debió a la mejora en las cotizaciones internacionales de los commodities. Sin embargo, en 2012 y 2013 la tasa de crecimiento de las exportaciones (-3,68 por ciento) se vio afectado por la baja en el precio de exportaciones, mientras que las importaciones se comportaron en línea con la demanda interna (BCRP memorias), y la balanza comercial es superavitaria a partir del 2002 hasta el 2013, ver figura N° 2.

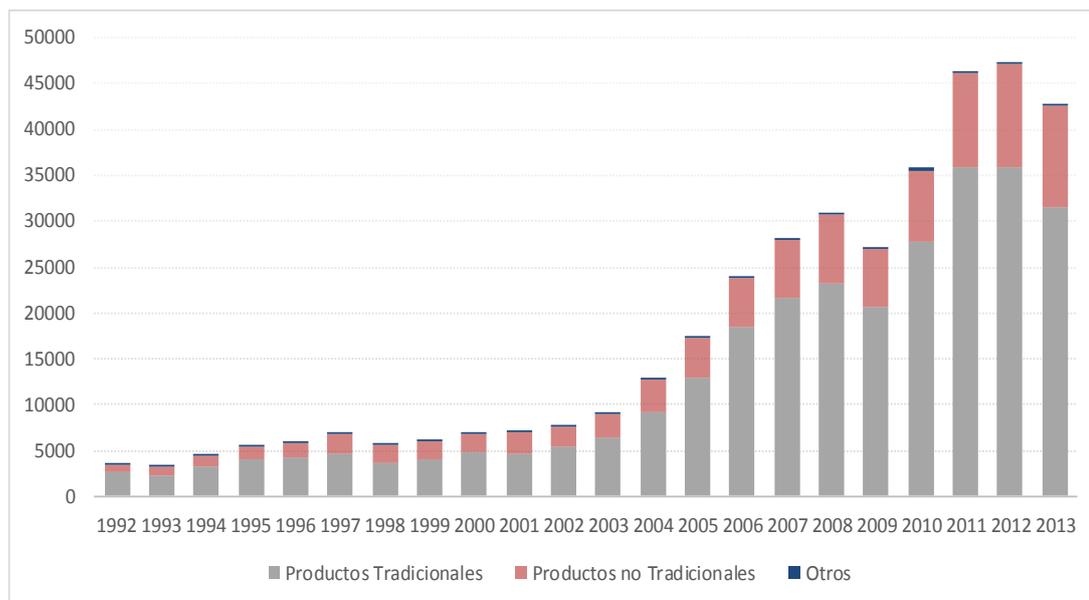


Figura 3

Exportaciones por tipo en el Perú: Período 1992 -2013 (millones de dólares)

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú (BCRP)

Estimación propia.

Por tipo de exportación los productos tradicionales en 1992 represento el 71,61 por ciento del total y en 2013 se incrementó en 2.01 por ciento, por el contrario, los productos no tradicionales represento el 27,01 por ciento del total y disminuyo en 1,18 por ciento, ver figura 3. De los productos tradicionales según grupo de actividad; la minería represento 50,9 por ciento del total en 1992 y 55,5 por ciento en 2013, por su parte, petróleo y gas natural en 1992 represento 5,5 por ciento del total y en 2013 represento el 12,30 por ciento, los productos pesqueros en 1992 representaban 12,10 por ciento y 4 por ciento en 2013, los productos agrícolas en 1992 representaban 3,10 por ciento y 1,8 por ciento en 2013.

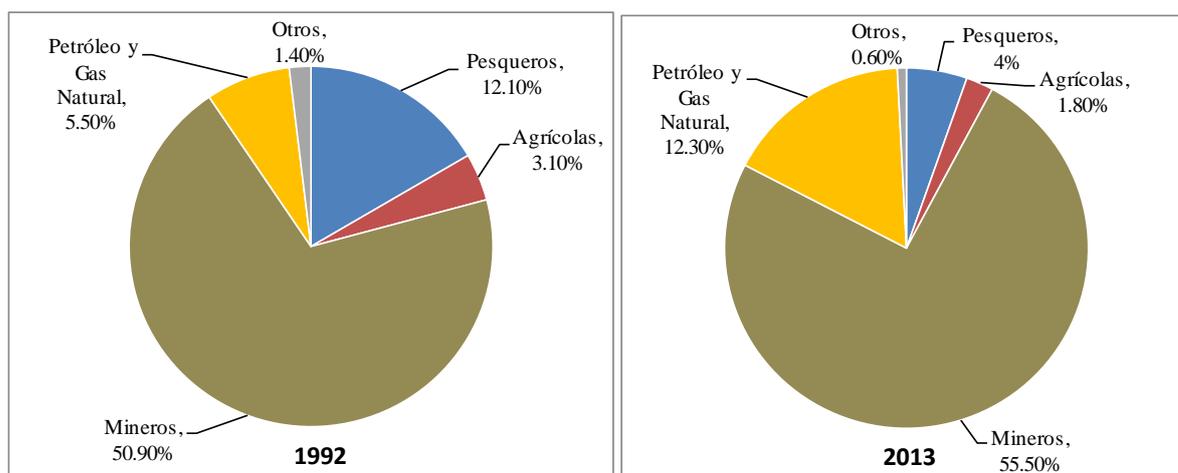


Figura 4
Exportaciones según grupo de actividad en el Perú: Período 1992-2013 (Millones de dólares)
Fuente: Banco Central de Reserva del Perú (BCRP)
Elaboración propia

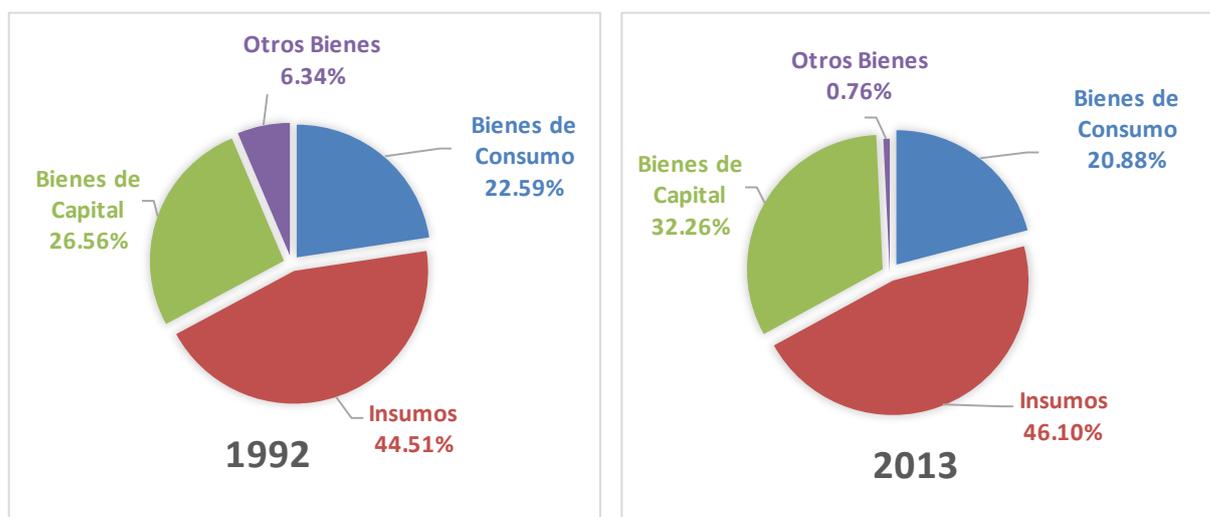


Figura 5
Importaciones en el Perú según destino económico: Período 1992 y 2013 (porcentaje %)
Fuente: Banco Central de Reserva del Perú (BCRP)
Elaboración propia.

Por otro lado, según el destino económico de las importaciones en 1992 los bienes de capital representaban el 26,56 por ciento y para 2013 se incrementó en 5,7 por ciento, respecto a los insumos estos representaban el 44,51 por ciento y se incrementó en 1,59 por ciento en 2013, los bienes de consumo representaban el 22,59 por ciento y disminuyeron en 1,71 por ciento, ver figura 5.

4.1.2. Tipo de cambio real de Perú

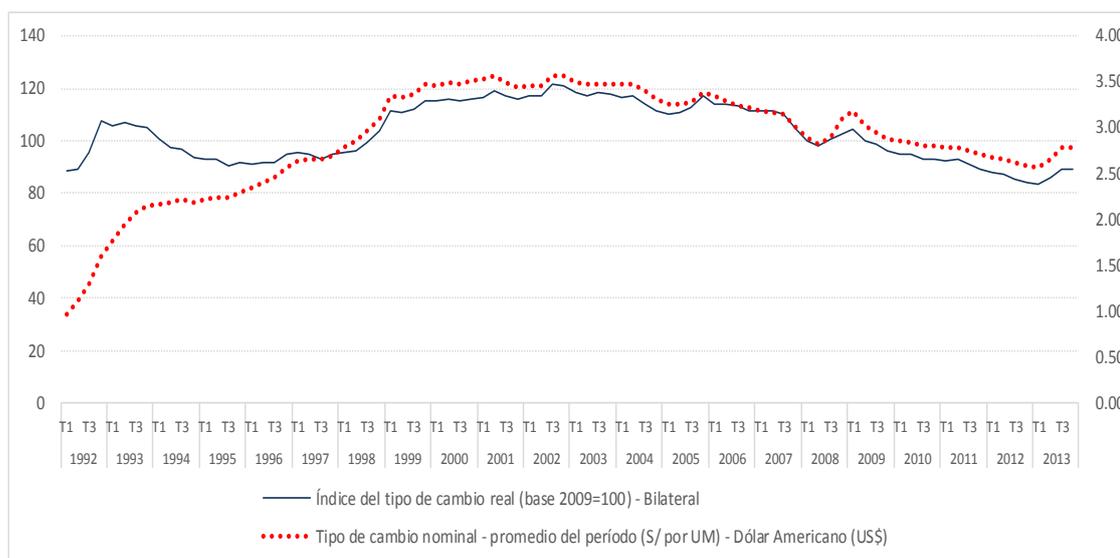


Figura 6

Comportamiento del tipo de cambio nominal e índice del tipo de cambio real bilateral, período 1992.T1 – 2013.T4

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú (BCRP)

Elaboración propia.

A partir de 1992 el tipo de cambio es flexible con flotación sucia, en la figura 6 se puede apreciar la fluctuación del tipo de cambio real a lo largo de los años, ha mostrado una tendencia a depreciarse en el periodo de 1994 al 2007, en el año 2012 se aprecia nuevamente, pasando de 98.93 en el año 2011 a 91.76 en el año 2012. La apreciación real corresponde principalmente a una apreciación nominal. El BCRP ha estado comprando dólares para evitar una caída sostenida del tipo de cambio, esta política de

mantener un tipo de cambio “depreciado” favorece el crecimiento de nuestras exportaciones.

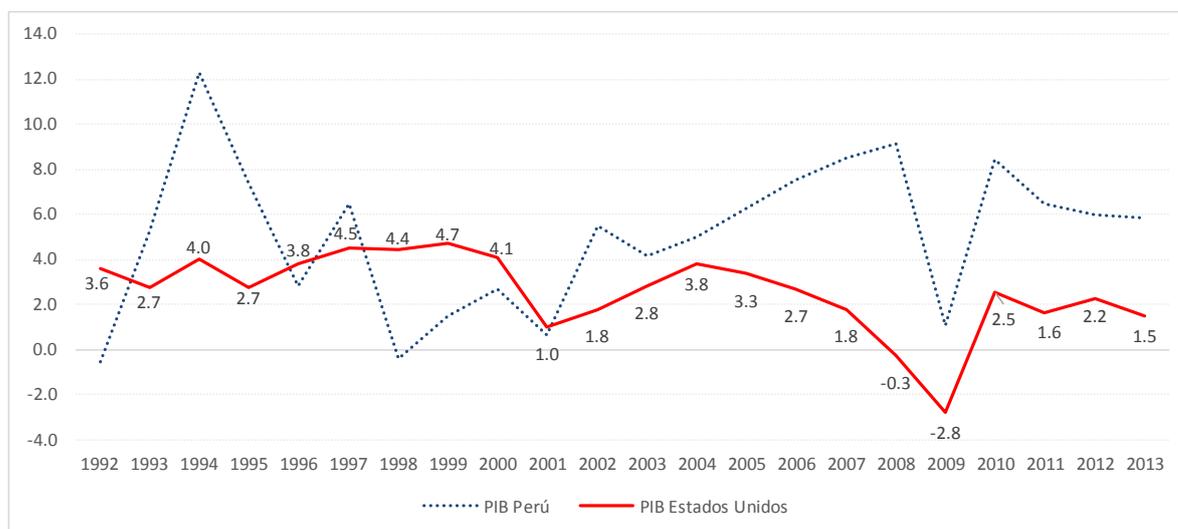


Figura 7

Tasa de crecimiento del PBI de Perú y Estados Unidos, período 1992 -2013 (variación %)

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) y Banco Mundial (BM)

Elaboración propia

La economía de Estados Unidos a partir de 1992 empezó a recuperarse después de la crisis que atravesó principalmente por la inversión fija que entre 1992 a 2000 creció a una tasa de 8 por ciento (especialmente en inversión de equipo y software), y en promedio la economía creció en 3.84 por ciento esta fase de expansión que duro hasta el 2000 se diferencia de las demás fases expansivas en que está más relacionada al dinamismo del consumo y de la construcción residencial. En marzo de 2001 empieza la recesión de poca profundidad y duración a causa de la fuerte caída de la inversión, además, ocurrió la caída de la bolsa. El banco de la reserva federal para darle impulso a la economía y sostener el crecimiento económico mantuvo muy baja las tasas de interés (1 % en el 2004). Por otro lado, los bancos frente a la liquidez existente desarrollaron nuevos instrumentos financieros y relajaron los requisitos para otorgar créditos particularmente hipotecarios muchos de estos sin respaldo apropiado (créditos supprime) estos últimos se empaquetaron como derivados y se vendieron

Los factores que impulsaron la recuperación de la economía estadounidense fueron la del gasto público y la inversión. En el 2008 la economía norteamericana entró en recesión, al transcurrir ese año se fue agravándose esto a consecuencia del endurecimiento de las condiciones crediticias, el ajuste del precio de las viviendas, la caída de la bolsa el deterioro en las expectativas. En consecuencia la economía norteamericana creció 1,1 %.

En el 2009, la economía norteamericana sufrió un alto desempleo, la contracción bancaria, elevado nivel de endeudamiento y la pérdida del valor patrimonial en el mercado de vivienda y bursátil. Lo cual provocó un fuerte ajuste de consumo personal, el mismo que representa el 70 % del PBI.

En el 2010, el crecimiento de Estados Unidos, se sustentó en la reposición de inventarios, el dinamismo de la inversión no residencial y, en menor medida, en el consumo privado. La incertidumbre respecto a la evolución del consumo observada hasta setiembre generó que el gobierno de los Estados Unidos aprobara para el período 2011-2012 la renovación del estímulo monetario por US\$ 600 mil millones a inicios de noviembre y fiscal por US\$ 858 mil millones a inicios de diciembre.

En el 2012, en Estados Unidos, el crecimiento del año fue 2,2 por ciento; Los temores en torno al tema fiscal afectaron la acumulación de inventarios en el último trimestre, contribuyendo negativamente al crecimiento. Esta desaceleración se atribuyó también a mayores recortes de gasto del gobierno, aunque el consumo y la inversión fija crecieron a un ritmo mayor que en los dos trimestres previos.

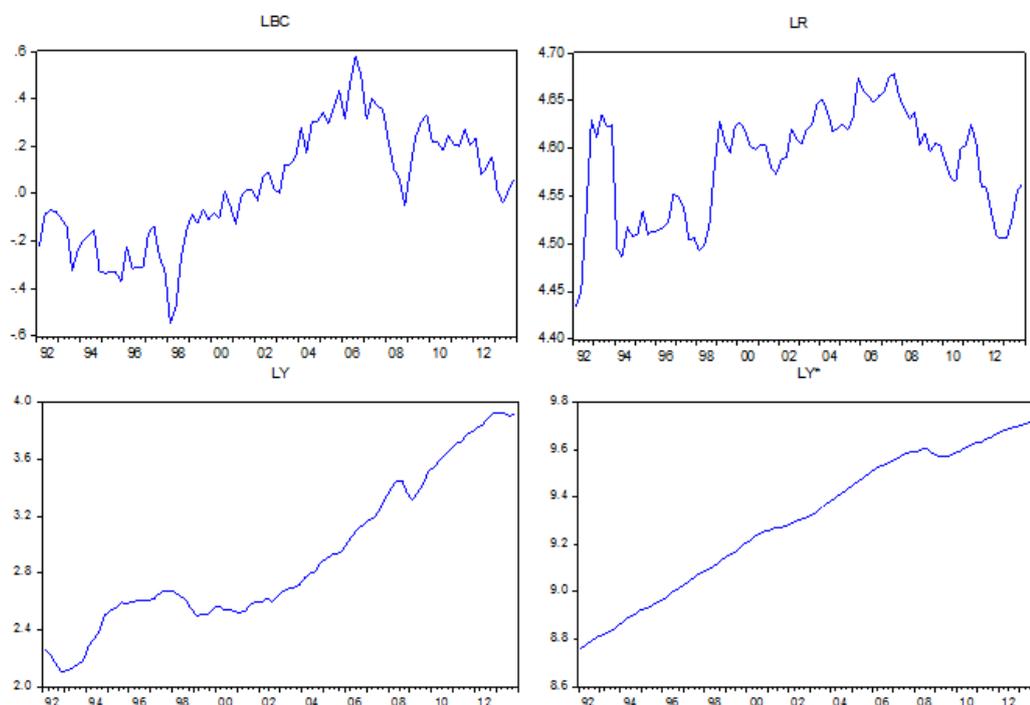
En el 2013, en Estados Unidos, la economía se expandió 1,9 por ciento en 2013. El crecimiento del producto -menor al promedio de los últimos tres años (2,4 por

ciento)- estuvo limitado por los ajustes fiscales. En este contexto de recuperación moderada de la economía, apoyada por la mejora en el mercado laboral.

4.2. RELACIONES DE LARGO PLAZO DE LA BALANZA COMERCIAL, EL TIPO DE CAMBIO REAL BILATERAL, EL PIB DE PERÚ Y EL PIB DE EEUU.

4.2.1. Comportamiento de las variables macroeconómicas

El comportamiento de las variables macroeconómicas (expresadas en logaritmos) utilizadas en el presente trabajo se muestra en la Figura 8, se puede observar que la balanza comercial (LBC), índice del tipo de cambio real bilateral (LR), el producto bruto interno de Perú (LY) y el producto bruto interno de Estados Unidos (LY*), han sido crecientes para el periodo de análisis con un quiebre en el cuarto trimestre del año 2008, por efectos de la crisis financiera internacional.



Notas:

LBC= Logaritmo de la Balanza Comercial

LR = Logaritmo del Índice del tipo de cambio real bilateral

LY = Logaritmo de Producto Bruto Interno de Perú (En miles de millones de dólares)

LY*= Logaritmo de Producto Bruto Interno de Estados Unidos (En billones de dólares)

Figura 8

Perú y Estados Unidos: Comportamiento de variables macroeconómicas LBC, LR, LY y LY* (período: 1992.1er. Trim. – 2013.4to.Trim.)

Fuente: BCRP y BEA (Oficina de estudios Económicos).

Elaboración propia.

4.2.2. Estadísticas descriptivas

La tabla 1 resume las principales medidas de tendencia central; como la media, mediana, desviación estándar. Para la balanza comercial (LBC) el valor promedio es 0.026, el valor máximo es 0,579, el valor mínimo de sus datos es -0.547, la desviación estándar de 0.246 indica que hay ligera variabilidad entre los datos de LBC, -0.031 que es el coeficiente de asimetría de Fisher indica que la distribución es asimétrica negativa o se alarga por la parte izquierda. Las estadísticas de la media, muestran un valor diferente para cada variable, lo mismo ocurre para los valores máximos y mínimos.

Es importante mencionar, que en el presente trabajo de investigación, se establece en una muestra de 88 observaciones, recopiladas trimestralmente para el horizonte muestral que comprende desde el año 1992 hasta el 2013.

Tabla 1**Resultados descriptivos de las series, 1992.I – 2013.IV**

	LBC	LR	LY	LY*
Media	0.026	4.583	2.914	9.311
Mediana	0.014	4.602	2.676	9.321
Máximo	0.579	4.678	3.930	9.738
Mínimo	-0.547	4.434	2.101	8.761
Desviación Estándar	0.246	0.056	0.532	0.293
Asimetría	-0.031	-0.488	0.553	-0.293
Curtosis	2.280	2.306	2.108	1.779
Jarque-Bera	1.914	5.254	7.402	6.726
Probabilidad	0.384	0.072	0.025	0.035
Observations	88	88	88	88

Fuente: Resultados de estimación, verificar anexos para la muestra de resultados
Elaboración Propia.

4.2.3. Contraste de raíces unitarias y estacionariedad de las variables macroeconómicas

En este trabajo de investigación la información estadística utilizada corresponde a series de tiempo, por lo cual es conveniente realizar las 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 la prueba de hipótesis, basado en las pruebas t , F , chi-cuadrado y otras pruebas similares.

En la literatura referente 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. 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).

Los resultados de los contrastes de raíz unitaria en **niveles** se presentan en la tabla 2.

Tabla 2
Resumen de contrastes de raíces unitarias y estacionariedad (en niveles) período: 1992.1er.Trim – 2013.4to. Trim.

CONTRASTES VARIABLES	Autocorrelación		Dickey-Fuller Aumentado			Phillips-Perron			KPSS	
	ρ_1	$\sum_{i=1}^4 \rho_i$	\hat{t}	$\hat{\tau}_\mu$	$\hat{\tau}_\tau$	$\widehat{z}(\tau)$	$\widehat{z}(\tau_\mu)$	$\widehat{z}(\tau_\tau)$	$\hat{\eta}_\mu$	$\hat{\eta}_\tau$
Balanza Comercial (LBC)	0.928	3.405	-1.818	-1.856	-2.223	-1.657	-1.697	-2.201	0.817	0.183
Índice del tipo de cambio Real Bilateral (LR)	0.846	2.436	0.474	-3.135	-2.865	0.474	-3.359	-3.177	0.464	0.223
Producto Bruto Interno de Perú (LY)	0.967	3.633	2.690	0.208	-1.569	3.572	0.771	-1.485	1.101	0.246
Producto Bruto Interno de EEUU (LY*)	0.967	3.67	2.871	-2.041	-1.496	8.398	-2.430	-0.921	1.194	0.256
Valores críticos al:										
99%			-2.593	-3.507	-4.067	-2.592	-3.507	-4.067	0.739	0.216
95%			-1.945	-2.895	-3.462	-1.945	-2.895	-3.462	0.463	0.146
90%			-1.614	-2.585	-3.157	-1.614	-2.585	-3.157	0.347	0.119

NOTA: Todas las variables están expresadas en logaritmos.

Fuente: Resultados de estimación, verificar anexos para la muestra de resultados.
 Elaboración Propia.

La tabla 2 presenta las estimaciones de autocorrelación y test de raíz unitaria para todas las variables involucradas en el modelo econométrico. Cuando se toma en cuenta los niveles de las variables, estas presentan un alto grado de correlación de primer orden lo cual se puede observar en la suma de las primeras cuatro autocorrelaciones para las variables: Balanza Comercial (LBC), Índice del Tipo de Cambio Real Bilateral (LR), Producto Interno Bruto Perú (LY) y Producto Interno Bruto Estados Unidos (LY*). De igual manera, se utilizan tres pruebas estándares para evaluar la presencia de raíz unitaria: Dickey-Fuller Aumentado, Phillips-Perron y KPSS. Los dos primeros se construyen entorno a la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria; mientras que el tercero se desarrolla para la hipótesis nula de estacionaridad, por lo que se usa de manera complementaria.

La prueba Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron (PP) como se puede observar en el cuadro 5.2 las $\hat{\tau}$ calculada de las series en niveles para los tres procesos determinísticos (sin componente determinístico, con intercepto y sin tendencia y con intercepto y tendencia) en todos los casos la τ calculada es menor a los valores críticos de Mackinnon lo que indica aceptar la hipótesis nula, por lo tanto las series BC, Y*, Y y LR en niveles tienen raíz unitaria. Con respecto Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) se puede apreciar que los valores de la η calculada para ambos modelos (Con tendencia determinística y sin tendencia) son mayores a los valores críticos de Mackinnon, por lo que se rechaza la hipótesis nula, por tanto las series BC, Y*, Y y LR en niveles tienen raíz unitaria.

Los test de Dickey-Fuller asumen que los residuos de la ecuación de regresión no están autocorrelacionados ni son heteroscedásticos, en tanto que la prueba de Phillips-Perron permite la existencia de un proceso ARMA en los residuos. De acuerdo a las pruebas

Dickey-Fuller todas las variables tienen raíz unitaria al igual que con la prueba de Phillips-Perron.

Tabla 3
Resumen de contrastes de raíces unitarias y estacionariedad (en primeras diferencias), período: 1992. 1er. Trim. – 2013.4to. Trim.

CONTRASTES VARIABLES	Autocorrelación		Dickey-Fuller Aumentado			Phillips-Perron			KPSS	
	ρ_1	$\sum_{i=1}^4 \rho_i$	\hat{t}	$\hat{\tau}_\mu$	$\hat{\tau}_\tau$	$\widehat{z}(\tau)$	$\widehat{z}(\tau_\mu)$	$\widehat{z}(\tau_\tau)$	$\hat{\eta}_\mu$	$\hat{\eta}_\tau$
Balanza Comercial (Δ LBC)	-0.034	-0.342	-9.636	-9.582	-9.522	-10.099	-10.041	-9.974	0.133	0.097
Índice del tipo de cambio Real Bilateral (Δ LR)	0.193	0.085	-7.575	-7.544	-7.583	-7.508	-7.479	-7.525	0.167	0.033
Producto Bruto Interno (Δ LY)	0.505	0.723	-4.478	-5.366	-5.399	-4.388	-5.366	-5.399	0.263	0.071
Producto Bruto Interno de EEUU (Δ LY*)	0.509	1.484	-1.548	-3.387	-5.661	-2.108	-5.230	-5.700	0.482	0.059
Valores críticos al:										
99%			-2.592	-3.508	-4.068	-2.592	-3.508	-4.068	0.739	0.216
95%			-1.945	-2.896	-3.463	-1.945	-2.896	-3.463	0.463	0.146
90%			-1.614	-2.585	-3.158	-1.614	-2.585	-3.158	0.347	0.119

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

Fuente: Resultados de estimación, verificar anexos para la muestra de resultados.

Elaboración Propia.

Dada la situación anterior se procedió a realizar las pruebas de raíz unitaria a las series económicas en primeras diferencias, resultando que todas son estacionarias. En consecuencia se puede concluir que todas las series a utilizarse en las estimaciones econométricas son integradas de orden 1, tal como se puede observar en el Cuadro 5.3.

En la tabla 3 se observa que la prueba Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron (PP), las $\hat{\tau}$ calculada de las series en niveles para los tres procesos determinísticos (sin componente determinístico, con intercepto y sin tendencia y con intercepto y tendencia) en todos los casos la τ calculada es mayor a los valores críticos de Mackinnon lo que indica rechazar la hipótesis nula, por lo tanto las series ΔBC , ΔY^* , ΔY y ΔLR en primeras diferencias son estacionarias. Con respecto Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) se puede apreciar que los valores de la η calculada para ambos modelos (Con tendencia determinística y sin tendencia) son menores a los valores críticos de Mackinnon, por lo que se acepta hipótesis nula, por tanto las series ΔBC , ΔY^* , ΔY y ΔLR en primeras diferencias son estacionarias.

Puesto que todas las series en niveles son integradas de orden 1, resulta adecuado verificar la existencia de relación de equilibrio de largo plazo entre las series no estacionarias; es decir, se puede verificar si existe cointegración entre las variables, por lo que en este trabajo se utilizará la metodología de cointegración multivariada de Johansen. Igualmente, existe una metodología de mejor performance conocido el test de cointegración por bandas de Pesaran, Smith y Shin, que también se utilizará en el presente trabajo.

Por otro lado, para las series en primeras diferencias solo se toma en cuenta el test de ADF, dado que este test frecuentemente acepta la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria con gran facilidad (tabla 3).

Antes de aplicar la metodología de Johansen, se requiere especificar el modelo VAR, para ello es necesario conocer el rezago óptimo del modelo VAR. Además es preciso evaluar la estabilidad del modelo.

Rezago Óptimo. Como se puede apreciar en la tabla 4, el número de rezagos óptimos seleccionados para el modelo VAR es dos, dado que los dos criterios de selección nos indican que el modelo VAR con dos rezagos es el que mejor captura la dinámica entre las variables. Entre los criterios tomados en cuenta, el estadístico Criterio de Información Akaike nos indica el mismo número de rezago. Por lo tanto se debe incluir dos rezagos en la estimación de vector de integración.

Tabla 4**Selección del rezago óptimo del VAR de la función balanza comercial**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	236.522	NA	3.51e-08	-5.813	-5.694	-5.765
1	768.002	996.526	8.89e-14	-18.700	-18.105*	-18.461*
2	784.986	30.146*	8.70e-14*	-18.725*	-17.653	-18.295
3	800.378	25.782	8.91e-14	-18.709	-17.161	-18.089
4	810.026	15.196	1.06e-13	-18.551	-16.526	-17.739
5	827.525	25.811	1.05e-13	-18.588	-16.087	-17.585
6	843.645	22.166	1.08e-13	-18.591	-15.614	-17.397
7	858.156	18.502	1.18e-13	-18.554	-15.100	-17.169
8	874.554	19.268	1.26e-13	-18.564	-14.634	-16.988

*Criterio de Selección de rezagos.

LR: Prueba estadístico LR secuencia modificado (cada prueba al 5%)

FPE: Error de Predicción Final

AIC: Criterio de Información Akaike

SC: Criterio de Información Schwarz

HQ: Criterio de Información Hannan-Quinn

Fuente: Resultados de estimación, verificar anexos para la muestra de resultados

Elaboración Propia.

El siguiente paso es evaluar la estabilidad del modelo VAR (2) antes de pasar a la etapa de específica de la metodología de Johansen, para ello se recurre a la raíz inversa del polinomio autorregresivo del modelo VAR o la raíz característica. La regla de decisión para confirmar la estabilidad del modelo, es que al menos una raíz característica este fuera del círculo unitario, entonces VAR no satisface la condición de estabilidad. El modelo VAR estimado de acuerdo a la tabla 5 y figura 9 satisface la condición de estabilidad.

Tabla 5
Raíz característica

Raíz	Modulo
0.985654	0.986
0.965488	0.965
0.817346	0.817
0.408774 - 0.404826i	0.575
0.408774 + 0.404826i	0.575
0.414662 - 0.073598i	0.421
0.414662 + 0.073598i	0.421
-0.002134	0.002

Estabilidad: Al menos una raíz este fuera del círculo unitario. VAR no satisface la condición de estabilidad.

Fuente: Resultados de estimación, verificar anexos sultados.

Elaboración Propia.

Raíces inversas de un polinomio caraterístico

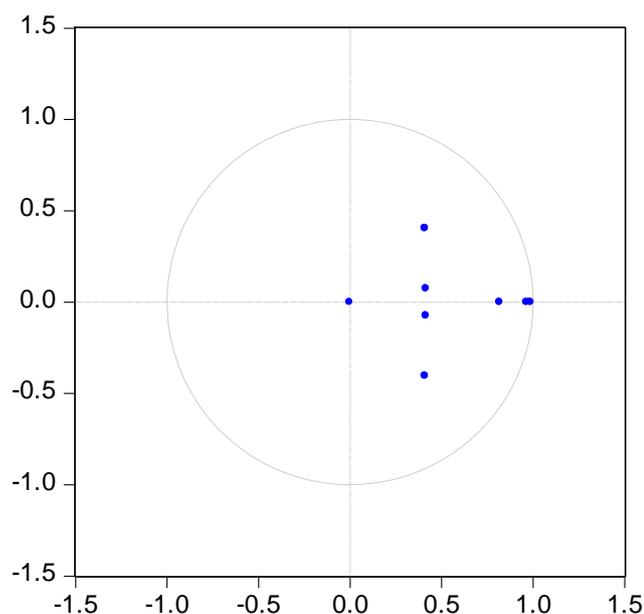


Figura 9

Círculo unitario de las raíces características

Fuente: BCRP y BEA (Oficina de estudios Económicos).

Elaboración propia.

La figura 9 muestra que todos los valores se encuentran dentro del círculo unitario y que uno de ellos se encuentra cerca al borde del círculo de la unidad. Este resultado indica que hay una tendencia común, por lo que solo hay que esperar un vector de cointegración.

4.2.4. Relaciones de largo plazo de la balanza comercial, tipo de cambio real, PBI de Perú y PBI de EEUU (cointegración)

Puesto que todas las series en niveles son integradas de orden 1, resulta adecuado verificar la existencia de relación de equilibrio de largo plazo entre las series no estacionarias; es decir se puede verificar si existe cointegración entre las variables, para ello se utilizarán la metodología de cointegración multivariada de Johansen y la metodología de bandas de Pesaran Smith y Shin.

4.2.4.1. Cointegración Multivariada de Johansen

El método bietápico de Engle Granger (1987) en los trabajos empíricos ha demostrado fallas como, en el número de relaciones de cointegrantes que podrían existir cuando en el análisis se considera más de dos variables. La metodología de cointegración de Engle Granger no admite la posibilidad de estimar el número de vectores cointegrantes, de esta manera tampoco permite estimar más de un conjunto de parámetros. Por lo que, es necesario utilizar otros métodos como el procedimiento de máxima verosimilitud con información completa (MVIC) que permite superar las dificultades de la metodología de Engle Granger.

Para verificar la presencia de equilibrio a largo plazo entre variables se realizó estimaciones en el paquete econométrico Eviews 9.0 los resultados de los test de cointegración de Johansen se presenta en la tabla 6 y 7, el cual se muestra la existencia de múltiples vectores de cointegración entre las variables, mediante la prueba de la Traza (*Trace Statistic*) y del Máximo Valor Propio (*Maximal Eigenvalues*).

Tabla 6

Test de cointegración de Johansen (Evaluación de estadístico de la traza)

Fecha: 09/08/16 Hora: 12:16

Muestra (ajustada):1992Q4 2013Q4

Observaciones incluidas: 85 después de los ajustes

Suposición de tendencia: tendencia determinista lineal

Series: LBC LR LY LY*

Intervalo de retardos (en primeras diferencias): 1 to 2

Hipótesis		Estadístico de la	5 %	1 %
No. of CE(s)	Valor propio	traza	Valor crítico	Valor crítico
Ninguna **	0.328186	60.73	47.21	54.46
Como máximo 1	0.215657	26.91	29.68	35.65
Como máximo 2	0.055534	6.27	15.41	20.04
Como máximo 3	0.016454	1.41	3.76	6.65

La prueba de estadístico de la traza indica 1 ecuación (s) de cointegración en niveles de 5% y 1%

* (**) Denota el rechazo de la hipótesis en el nivel del 5% (1%)

Fuente: Resultados de estimación, verificar anexos para la muestra de resultados

Elaboración Propia.

Tabla 7

Test de cointegración de Johansen (Evaluación del estadístico del máximo valor propio)

Hipotesis		Máximo valor	5 %	1 %
No. of CE(s)	Valor propio	propio	Valor crítico	Valor crítico
Ninguna **	0.33	33.81	27.07	32.24
Como máximo 1	0.22	20.65	20.97	25.52
Como máximo 2	0.06	4.86	14.07	18.63
Como máximo 3	0.02	1.41	3.76	6.65

La prueba del valor propio máximo indica 1 ecuación (s) de cointegración en niveles de 5% y 1%.

* (**) denota el rechazo de la hipótesis en el nivel del 5% (1%)

Fuente: Resultados de estimación, verificar anexos para la muestra de resultados

Elaboración Propia.

Para realizar la prueba de cointegración de Johansen, la hipótesis nula establece que no existe ningún vector de cointegración, mientras que la alternativa establece que existe al menos un vector de cointegración. En la tabla 6 al comparar el *Trace Statistic* (60.72) con los valores críticos al 5% y 1% de 47.21 y 54.46 respectivamente es posible rechazar la hipótesis nula, concluyéndose que de acuerdo al estadístico de la Traza existe vector de cointegración; así como también si se toma en cuenta el Estadístico del Máximo Valor Propio (tabla 7), se observa que el valor calculado (33.81) es mayor

comparado con los valores críticos al 5% y 1% del nivel de significancia 27.07 y 32.24 respectivamente.

De esta manera, se concluye que hay una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables (no estacionarias): Balanza Comercial, Índice del Tipo de Cambio Real Bilateral, Producto Interno Bruto de Perú y Producto Interno Bruto de Estado Unidos.

Seguidamente se estima el modelo de corrección de errores (MCE), que combina la dinámica de corto plazo con la de largo plazo en una sola ecuación. En la tabla 8 se presenta parte de dicha estimación (La estimación completa puede verse en la parte de Anexo N°18).

Tabla 8

Modelo de corrección de errores (Metodología de Johansen)

Estimación de vector de corrección de error

Fecha: 09/08/16 Hora: 16:35

Muestra (ajustada):1992Q4 2013Q4

Observaciones incluidas: 85 después de los ajustes

Errores estándar en () & t-statistics en []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LBC(-1)	1.00
LR(-1)	-3.11 (0.53) [-5.85]
LY(-1)	0.15 (0.11) [1.37]
LY*(-1)	-0.22 (0.22) [-1.01]
C	16.75

Error Correction:	D(LBC)	D(LR)	D(LY)	D(LY_)
CointEq1	-0.16 (0.11) [-1.49]	0.11 (0.03) [3.61]	0.04 (0.04) [1.06]	0.007 (0.007) [1.04]
D(LBC(-1))	0.02 (0.13) [0.17]	-0.06 (0.03) [-1.74]	0.04 (0.04) [0.82]	0.006 (0.008) [0.69]
D(LBC(-2))	-0.04 (0.12) [-0.37]	0.004 (0.03) [0.11]	-0.04 (0.04) [-0.93]	0.003 (0.008) [0.36]

Fuente: Resultados de estimación, verificar anexos para la muestra de resultados
Elaboración Propia.

La ecuación cointegrante para el periodo anterior es:

$$LBC_{t-1} = -16.74 + 3.11LR_{t-1} - 0.15Y_{t-1} + 0.22Y^*_{t-1} + \hat{\varepsilon}_{t-1}$$

(0,53) (0,11) (0,21)
 [5.85] [-1.37] [1.01]

Donde las cifras entre paréntesis son errores estándar asociados a cada parámetro mientras que las cifras entre corchetes son estadísticos t, las mismas que resultan ser significativos estadísticamente. Los coeficientes estimados son elasticidades parciales de la balanza comercial con respecto a cada una de las variables explicativas. En la ecuación cointegrante, las magnitudes y los signos son similares a las obtenidas con la estimación de la ecuación de largo plazo estimado por MCO (Véase anexo N° 1).

La elasticidad de la balanza comercial con respecto al índice del tipo de cambio real bilateral está dada por la siguiente expresión:

$$e_R = \frac{\partial \ln(BC)}{\partial \ln(R)} = 3.11$$

Lo anterior significa que si el índice del tipo de cambio real bilateral aumenta en 1%, la balanza comercial aumenta en 3.11%, lo cual indica que es elástica*.

La elasticidad de la balanza comercial con respecto al producto interno bruto de Perú está dada por la siguiente expresión:

$$e_Y = \frac{\partial \ln(BC)}{\partial \ln(Y)} = -0.15$$

Lo anterior significa que si el producto interno bruto de Perú aumenta en 1%, la balanza comercial disminuye en 0.15%, lo cual indica que es inelástica**.

La elasticidad de la balanza comercial con respecto al producto interno bruto de Estados Unidos está dada por la siguiente expresión:

$$e_{Y^*} = \frac{\partial \ln(BC)}{\partial \ln(Y^*)} = 0.22$$

Lo anterior significa que si el producto bruto interno de Estados Unidos aumenta en 1%, la balanza comercial aumenta en 0.22%, lo cual indica que es inelástica***.

Para determinar la longitud de retardo en el modelo de corrección de errores, se utilizan los criterios de información de Akaike y Schwarz que sugieren dos retardos. (Véase Anexo N° 14). En efecto, la ecuación estimada para la Balanza Comercial en el MCE es el siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta LBC_t = & 0.009 - 0.158 (\widehat{\varepsilon}_{t-1}) + 0.021 \Delta LBC_{t-1} - 0.044 \Delta LBC_{t-2} - 0.856 \Delta LR_{t-1} \\ & + 0.036 \Delta LR_{t-2} - 0.651 \Delta LY_{t-1} + 0.241 \Delta LY_{t-2} + 3.012 \Delta LY^*_{t-1} - 2.003 \Delta LY^*_{t-2} \end{aligned}$$

En la ecuación anterior se relaciona el cambio en LBC 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 -0,16 y recoge el ajuste hacia el equilibrio hacia el largo plazo. Este parámetro es estadísticamente significativo y señala en qué proporción del desequilibrio en LBC_t en un periodo es corregida en el periodo siguiente. Esto es, alrededor del 0.16 de la discrepancia entre el valor del LBC_t actual y el valor de largo plazo es eliminado o corregido en cada periodo (trimestre). Dicho valor indica que el ajuste hacia el equilibrio es relativamente rápido.

4.2.4.2. El procedimiento de contraste de bandas: El método de Pesaran, Shin y Smith (PSS)

Como ya se mencionó en la parte de la Metodología econométrica, el procedimiento de 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 uniecuacional de Engle y Granger y el método de Johansen basado en un sistema de ecuaciones. A diferencia de esto Pesaran, Shin y Smith (PSS) proporcionan un conjunto de valores críticos suponiendo, en primer lugar, que las variables objetos de estudio son $I(1)$ y en, segundo lugar, que dichas variables son $I(0)$. Estos autores proponen un procedimiento de contraste de 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 entre 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 $I(0)$ ó $I(1)$, necesitamos asegurarnos de que la variable dependiente es $I(1)$ y que ninguna variable utilizada en el análisis es $I(d)$, con $d \geq 2$. En efecto, se puede observar en las tabla 2 y tabla 3 Todas las variables utilizadas en el presente estudio son integradas de orden 1, por lo que no hay inconvenientes para la utilización del método de Pesaran.

Para contrastar la hipótesis nula de no existencia de una relación de largo plazo con el nivel de la balanza comercial de Perú como variable dependiente ($xt = BCt$) se utilizan varios estadísticos.

Se lleva a cabo la estimación del modelo de corrección de errores utilizando la metodología de Pesaran, Shin y Smith y para la evaluación econométrica se utilizan diferentes indicadores tales como, el contraste de normalidad de Jarque-Bera, el test de autocorrelación Breusch-Godfrey (Multiplicador de Lagrange); el test de errores de especificación, RESET; el contraste de heteroscedasticidad de White y ARCH. 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.

Tabla 9

Estimación del modelo de corrección de error no restringido (Pesaran, Shin y Smith)

(Con tendencia determinística)

Variable dependiente: D(LBC)

Método: Mínimos Cuadrados

Fecha: 07/12/17 Hora: 20:57

Muestra (ajustada):1992Q4 2013Q4

Observaciones incluidas: 81 después de los ajustes

Variables	Coeficiente	Error estándar	t-Estadística	Prob.
C	4.43	3.75	1.18	0.24
D(LBC(-1))	-0.22	0.12	-1.83	0.07
D(LBC(-2))	-0.21	0.11	-1.89	0.06
D(LBC(-3))	-0.28	0.11	-2.49	0.02
D(LBC(-4))	-0.16	0.11	-1.45	0.15
D(LBC(-6))	-0.14	0.10	-1.36	0.18
D(LR(-3))	1.30	0.41	3.17	0.002
D(LY(-6))	0.56	0.28	1.99	0.05
D(LY_(-1))	3.26	1.64	1.99	0.05
D(LY_(-3))	-1.94	1.63	-1.19	0.24
D(LY_(-6))	-0.18	1.52	-0.12	0.91
T	0.01	0.006	2.27	0.03
LBC(-1)	-0.16	0.10	-1.63	0.11
LR(-1)	0.02	0.35	0.05	0.96
LY(-1)	-0.33	0.09	-3.86	0.0003
LY_(-1)	-0.44	0.42	-1.05	0.30
R-cuadrado	0.41	Media de la variable dep.		0.005
R- cuadrado ajustado	0.27	S.D. variable dependiente		0.09
Error estándar de la regresión	0.08	Criterio de info Akaike		-2.13
Suma residual de cuadrados	0.38	Criterio Schwarz		-1.66
Función de Verosimilitud	102.25	Criterio Hannan-Quinn .		-1.94
F-Estadística	2.99	Estadístico Durbin-Watson		1.80
Prob(F-Estadística)	0.001			

Notas:

1. Jarque-Bera = 0.57 (0.75), es un contraste de normalidad de los residuos del modelo que se distribuye como una χ^2 con 2 grados de libertad.

2. D-W= 1.80 y Breusch-Godfrey, LM: $F = 0.51$ (0.38) son contrastes de autocorrelación de los residuos, que distribuye como una χ^2 con p grados de libertad.
3. Test RESET de Ramsey: $F = 0.49$ (0.63), es un test de errores de especificación;
4. Test ARCH: $F = 0.22$ (0.64), es un contraste de heteroscedasticidad condicional autorregresiva de los residuos que se distribuye como una χ^2 con q grados de libertad:
5. Test WHITE: $F = 1.17$ (0.32), es un contraste de heteroscedasticidad condicional autorregresiva de los residuos que se distribuye como una χ^2 con q grados de libertad:
6. Test de Chow: $F = 1.31$ (0.23); Este test se utiliza para probar si hubo quiebre estructural en los coeficientes de la regresión.
7. Elasticidades de largo plazo estimadas a partir del modelo de corrección de errores no restringido son los coeficientes de las variables explicativas desfasadas un periodo (multiplicadas por -1) dividida por el coeficiente de la variable dependiente desfasada un periodo. Así: $\hat{\alpha} = -(a_{10} / a_9) = -(0.016795/-0.16) = 0.01$, $\hat{\beta} = -(a_{11}/a_9) = -(-0.328765/ -0.16) = -2.05$. y $\delta = -(a_{10} / a_9) = -(-0.440655/-0.16) = -2.75$

Fuente: Resultados de estimación, verificar anexos para la muestra de resultados

Elaboración Propia.

La tabla 9 muestra el coeficiente de determinación ajustado \bar{R}^2 que es igual a 0.41; esto significa que las variaciones de la variable dependiente, *LBC* son explicadas alrededor del 41% por las variaciones de las variables explicativas. Asimismo, se muestra también los contrastes de correlación serial en los residuos Durbin- Watson y el Multiplicador de Lagrange (Breusch-Godfrey), el primero indica que no existe autocorrelación ya que el valor de D-W (1.80) es cercano a 2, para el segundo caso tenemos también que no hay problemas de correlación serial, ya que el estadístico F de LM es 0.51, con una probabilidad de cometer error tipo I de 0.38 (Mayor al 5%). A su vez, de acuerdo a los contrastes de arch y white no hay evidencia de heteroscedasticidad en los residuos del modelo estimado, puesto que el valor de las probabilidades relativas a la F y la Chi-cuadrada son mucho mayores que 0.05 por lo que se acepta la ausencia de heteroscedasticidad.

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 en el primer trimestre del 2008, cuando estalló la crisis financiera internacional. De acuerdo a

los valores del estadístico $F = 1.31$ y su respectiva probabilidad (0.23) se concluye que no hubo cambio estructural en primer trimestre del año 2008; es decir, los coeficientes del modelo no han variado (estadísticamente) durante todo el periodo muestral.

Finalmente, se ha calculado las elasticidades de largo plazo estimadas a partir del modelo de corrección de errores no restringido: $\hat{\alpha} = 0.01$, $\hat{\beta} = -2.05$ y $\delta = -2.75$, siendo dos de ellas elásticas.

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 (PSS): la F y la t . que se muestran en la tabla 9, allí se puede observar que el valor del estadístico F es de 5.32 el cual es superior al límite de la banda superior 5.07, lo cual indica que las variables están cointegradas, esto a nivel de significancia del 5 % (Véase tabla 10)

Tabla 10

**Test de cointegración de Pesaran del modelo balanza comercial
(Ecuación con tendencia e intercepto)**

Estadístico F		
5.32*		
Valor Crítico	$I(0)$	$I(1)$
	4.01	5.07

* Significativo al 5%

Fuente: Resultados de estimación, verificar anexos para la muestra de resultados
Elaboración Propia.

Tabla 11

Valores críticos asintóticos de las bandas para el estadístico F

(Caso V: con intercepto y tendencia irrestrictos)

<i>k</i>	0.100		0.050		0.025		0.010	
	<i>I</i> (0)	<i>I</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

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

Notas: *k* indica el número de variables.

En el caso de que las variables estén cointegradas, los coeficiente de ajuste (α 's) deberían ser significativamente diferentes de cero, además tener signos negativos (para que converjan al equilibrio de largo plazo) y sus valores no deberían ser demasiado grandes. En consecuencia, la ecuación estimada para la balanza comercial (*LBC*) en el MCE es el siguiente:

$$LBC_t = 4.43 - 0.22\Delta LBC_{t-1} - 0,21\Delta LBC_{t-2} - 0,28\Delta LBC_{t-3} - 0,16\Delta LBC_{t-4} - 0,14\Delta LBC_{t-6} + 1.30\Delta LR_{t-3} + 0.56\Delta LY_{t-6} + 3.26\Delta LY^*_{t-1} - 1.94\Delta LY^*_{t-3} - 0.18\Delta LY^*_{t-6} + 0,0122t - 0.16LBC_{t-1} + 0.02LR_{t-1} - 0.33LY_{t-1} - 0.44LY^*_{t-1}$$

Finalmente, se realiza la prueba de estabilidad del modelo a través de los test de suma de residuales normalizados, CUSUM y CUSUM cuadrado; que se muestran en la figura 10 y 11 respectivamente. Para ambos casos no se encuentra inestabilidad del modelo en su conjunto, puesto que los estadísticos se encuentran dentro de la banda de confianza del 95%. Por lo que se concluye que el modelo de cointegración estimada por la

metodología de Pesaran, Shin y Smith muestra estabilidad, de acuerdo a los test de suma acumulada de los residuos y suma acumulada de los cuadrados de los residuos.

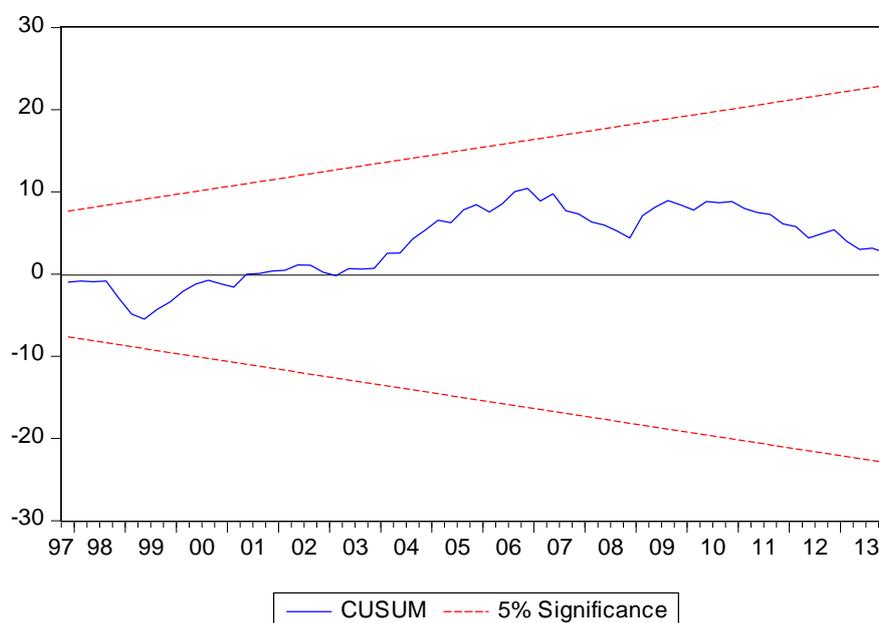


Figura 10

Test de CUSUM

Fuente: BCRP y BEA (Oficina de estudios Económicos).

Elaboración propia.

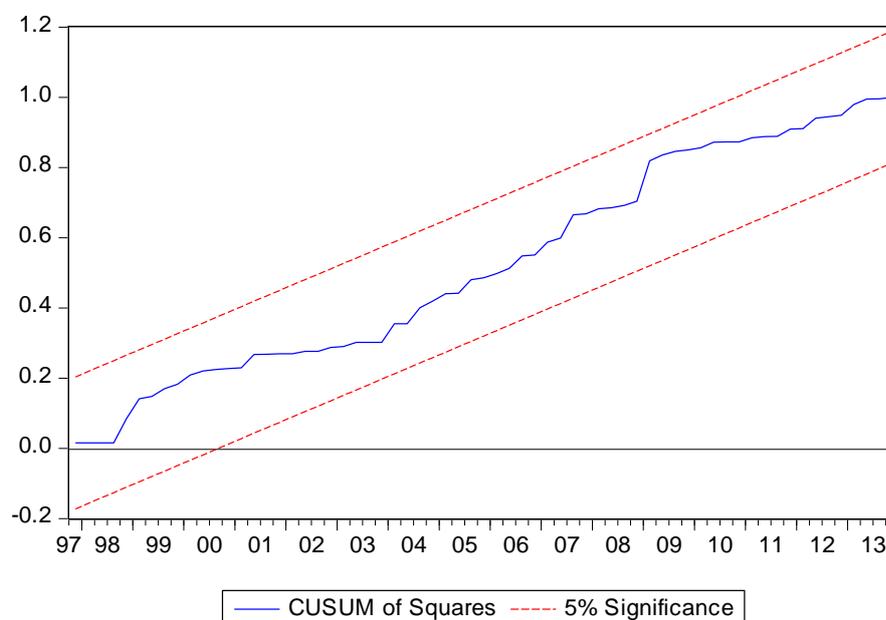


Figura 11

Test de CUSUM cuadrado

Fuente: BCRP y BEA (Oficina de estudios Económicos).

Elaboración propia.

4.3. EFECTO EN EL CORTO PLAZO DE UNA DEPRECIACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL EN LA BALANZA COMERCIAL

4.3.1. Función impulso respuesta y descomposición de la varianza

La función impulso respuesta muestra como varía una serie a lo largo del tiempo cuando se presenta un impacto (shock) ya sea en la misma variable o en el resto que componen el sistema.

Es conveniente realizar esto con el fin de poder verificar si el shock ocurrido tuvo un efecto dinámico; y, además permite establecer si el shock tuvo un efecto positivo o negativo, en qué medida afecta a la variable y más aún determinar qué periodo fue el más afectado. En el presente trabajo de investigación la función impulso respuesta permitirá verificar si existe la curva J para el caso peruano.

Con respecto a la descomposición de la varianza lo que se pretende es separar el porcentaje de variabilidad de cada serie que es explicado por el error de pronóstico de cada ecuación; o lo que es lo mismo determinar la dependencia relativa que tiene cada variable sobre el resto (proporción del efecto).

Mientras que la función impulso - respuesta muestra el efecto de un cambio (shock) en una de las variables endógenas sobre las demás variables del modelo VAR, la descomposición de la varianza proporciona información acerca de la importancia relativa de cada innovación aleatoria de las variables en el modelo VAR.

Así también, si una proporción importante de la varianza de una variable viene explicada por las aportaciones de sus propias perturbaciones, dicha variable será relativamente más exógena que otras, de forma que este análisis de la varianza puede también confirmar que el orden de “exogeneidad” que se ha introducido para la ortogonalización de las perturbaciones aleatorias es correcto.

Como sabemos el análisis VAR trabaja con series estacionarias; es decir, prevalece el movimiento cíclico de la serie sobre su tendencia de largo plazo, ya sea determinística o estocástica. Para ello, necesitamos series que reflejen estos movimientos y que estén a favor de la teoría económica.

Una vez estimado el modelo VAR, la principal utilización del modelo son las funciones de impulso – respuesta y el análisis de descomposición de la varianza debe cumplir con las condiciones del modelo. Además, es preciso mencionar que la especificación del modelo VAR (2) es la correcta, dado que sus errores son homocedásticos, no están autocorrelacionados y presentan normalidad. Es decir se tiene bien comportados los residuos (ver anexo N°19).

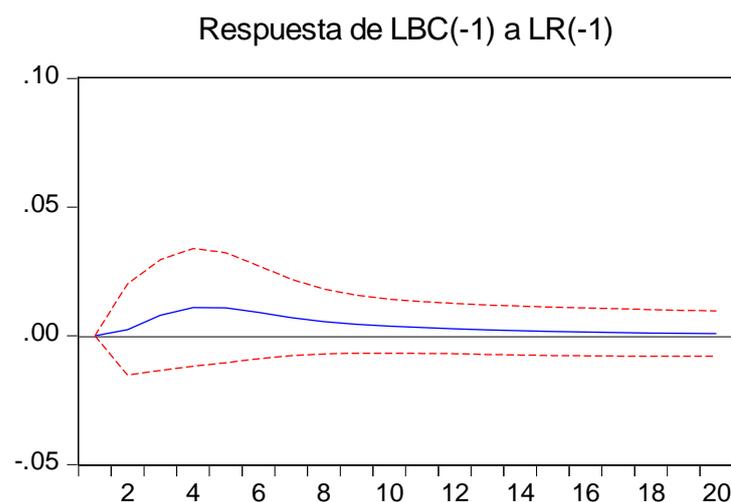


Figura 12

Respuesta de la balanza comercial ante choques del índice del tipo de cambio real bilateral.

Fuente: BCRP y BEA (Oficina de estudios Económicos).

Elaboración propia.

En la figura 12 muestra que ante un shock positivo en el Índice del tipo de cambio real bilateral, la Balanza Comercial responde en este mismo sentido y contemporáneamente a dicho movimiento. Sin embargo, en el cuarto trimestre se da mayor impulso y converge a su valor inicial luego del trimestre veinte. El índice del tipo de cambio real

bilateral a lo largo del tiempo tiene un efecto positivo casi estabilizándose de inmediato, esto es una prueba de que no existe evidencia de la Curva J para el caso peruano.

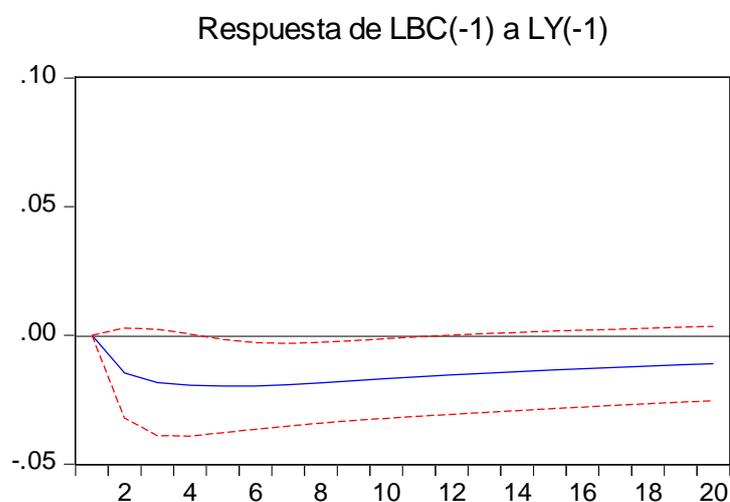


Figura 13

Respuesta de la balanza comercial ante choques del producto interno bruto de Perú.

Fuente: BCRP y BEA (Oficina de estudios Económicos).

Elaboración propia.

En la figura 13, muestra que ante un shock positivo en el producto interno bruto de Perú, la balanza comercial responde en el sentido contrario y contemporáneamente a dicho movimiento a partir del primer trimestre. Este efecto se mantiene hasta el quinto trimestre donde comienza incrementar la balanza comercial, obteniendo el mayor impulso y converge a su valor inicial luego del trimestre cuarenta y cincuenta a más.

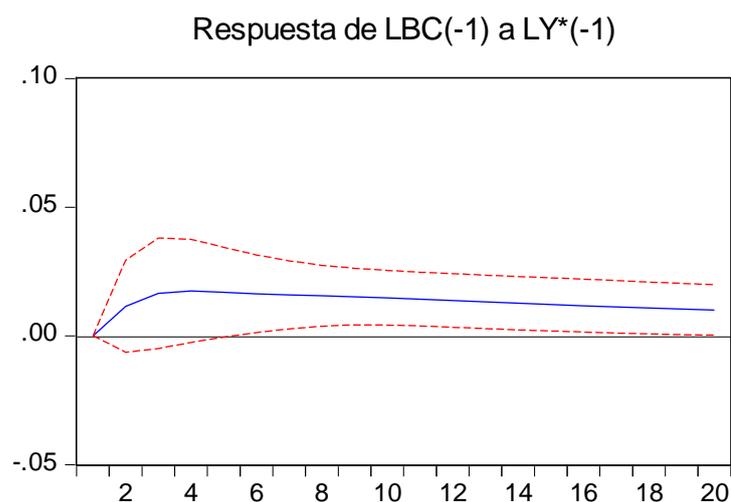


Figura 14

Respuesta de la balanza comercial ante choques del producto interno bruto de Estados Unidos.

Fuente: BCRP y BEA (Oficina de estudios Económicos).

Elaboración propia.

Por último, en la figura 14, la balanza comercial responde de manera positiva y contemporáneamente ante un aumento positivo del producto interno bruto de Estados Unidos. Una vez más, la teoría económica es válida y conlleva a verificar la hipótesis, que aumentos en el producto interno bruto de Estados Unidos ocasiona un aumento en el saldo de la balanza comercial de Perú.

4.3.2. Análisis y descomposición de la varianza

La descomposición de la varianza informa en distintos horizontes del tiempo el porcentaje de volatilidad que registra una variable por los choques de las demás. Es decir, indica la proporción del efecto que, en forma dinámica, tiene todas las perturbaciones de las variables sobre las demás.

Tabla 12**Descomposición de la varianza de LBC**

Período	S.E.	LBC	LR	LY	LY*
1	0.08	100.00	0.00	0.00	0.00
2	0.10	94.71	0.20	1.68	3.41
3	0.12	86.66	1.82	4.06	7.46
4	0.12	78.57	5.08	6.23	10.12
5	0.13	71.79	8.59	8.07	11.56
6	0.14	66.61	11.38	9.62	12.39
7	0.14	62.77	13.32	10.92	12.99
8	0.14	59.87	14.64	12.00	13.49
9	0.15	57.63	15.58	12.85	13.95
10	0.15	55.83	16.28	13.53	14.36

Fuente: Resultados de estimación, verificar anexos para la muestra de resultados.

Elaboración Propia.

La tabla 12, muestra la descomposición de la varianza de la balanza comercial. La columna S.E., puede interpretarse como el error de la predicción de la variable LBC en diferentes periodos en el futuro. Vemos que indica un error de predicción de 0.08 en el primer trimestre, 0.11 en el segundo trimestre y así se va incrementando hasta llegar a un error de predicción de 0.15 al cabo del trimestre número diez.

Las siguientes columnas muestran el porcentaje de innovación debido a cada innovación específica, donde cada fila suma la unidad. En el primer trimestre se observa que toda la innovación en LBC es debido a cambios en LBC, a partir del segundo trimestre estas innovaciones también dependen de las demás variables, la variable que más afecta a LBC es el LR; pues en el décimo trimestre explica un 16.28% de la varianza.

CONCLUSIONES

Se verifica que una depreciación del tipo de cambio real bilateral en el Perú, genera una balanza comercial creciente durante el periodo de estudio de 1992 - 2013. Se analizó mediante la técnica econométrica por MCO y el modelo de corrección de errores en la metodología de Johansen que el valor de la elasticidad de la balanza comercial con respecto al tipo de cambio es 1.60 y 3.11 respectivamente, ambas son mayores a 1, lo que la condición de Marshall – Lerner se cumple en la economía peruana. La técnica econométrica ha mostrado que el efecto curva J no se cumple para la economía peruana debido a que ante shock positivo en el tipo de cambio la balanza comercial responde en el mismo sentido casi estabilizándose de inmediato.

- Se analizó el comportamiento de la balanza comercial de 1992 al 2001 para lo cual en este periodo fue deficitario, en 1998 las exportaciones decrecieron en -15.65% a causa del fenómeno de niño y a la crisis económica y financiera internacional. A partir del 2002 las exportaciones crecieron en promedio 20.55% generando superávit comercial creciente hasta el 2008 donde se contrajo el crecimiento de las exportaciones a consecuencia de la crisis financiera internacional del 2008, mientras que el tipo de cambio a partir de 1992 es flexible con flotación sucia y ha tenido una tendencia a depreciarse en el periodo de estudio de 1992 – 2013.
- Se determinó que existe relaciones de equilibrio de largo plazo entre la Balanza Comercial, el Tipo de Cambio Real Bilateral, Producto Interno

Bruto de Perú y Producto Interno Bruto de Estados Unidos, para las estimaciones econométricas de relación de Largo Plazo entre las variables (cointegración) se emplearon la metodología de cointegración multivariada de Johansen, mediante la prueba de la Traza y del Máximo Valor Propio, para el Estadístico de la Traza (60.72) con los valores críticos al 5% y 1% de 47.21 y 54.46 respectivamente se concluye que existe al menos 1 vector de cointegración, si se toma en cuenta el Estadístico del Máximo Valor Propio se observa que el valor calculado (33.81) es mayor comparado con los valores críticos al 5% y 1% del nivel de significancia 27.07 y 32.24 respectivamente lo que indica que existe una relación de largo plazo entre las variables de estudio. Finalmente mediante el método por bandas propuesta por Pesaran, Shin y Smith, las mismas que mostraron que efectivamente existen relaciones de Largo Plazo. El tests de Wald para el método por bandas de PSS en el cual los datos evidencias que el valor del estadístico F es de **5.32** el cual es superior al límite de la banda superior, **5.07**, lo que indica que las variables están cointegradas, esto a nivel de significancia del 5%.

- Se determinó que en el corto plazo ante un shock positivo inesperado en el tipo de cambio real, de acuerdo a la función impulso respuesta, la balanza comercial mejora en primera instancia. En el quinto trimestre se da mayor impulso y converge a su valor inicial luego del trimestre 20. El tipo de cambio real a lo largo del tiempo tiene efecto positivo casi estabilizándose de inmediato.

RECOMENDACIONES

Los resultados econométricos del presente trabajo de investigación presentan importantes implicaciones en política económica. En la economía peruana una depreciación del tipo de cambio real, afecta de forma positiva a la balanza comercial. Esto implica que las políticas económicas que promueven la balanza comercial basadas en el tipo de cambio con eficientes es por esta razón que se recomienda que el tipo de cambio real deba mantenerse relativamente depreciado para que mejore el saldo de la balanza comercial, puesto que con esta medida hacemos que nuestros productos de exportación tengan una ventaja para competir con los productos de otros países.

REFERENCIAS

- Bustamante Romaní, R. & Morales, F. (2008). “*Probando la condición de Marshall-Lerner y el efecto Curva-J: Evidencia empírica para el caso peruano*”. Extraído el 10 de Julio desde <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/16/Estudios-Economicos-16-4.pdf>
- Abel, A. & Bernanke, B. “*Macroeconomía*”. 4ta Ed. Madrid. Pearson Education.
- Banco Central de Reserva, Gerencia de Estudios Económicos, *Glosario de Términos Económicos*, Lima.
- Banco Central de Reserva, Gerencia de Estudios Económicos, *Memorias*, Lima.
- Bickerdike, C. (1920). “*La inestabilidad de divisas*”. Universidad de Oklahoma. Real sociedad económica.
- Bravo, R. (2009). “*Impacto del tipo de cambio en la balanza comercial de México: la condición de Marshall-Lerner y su efecto de la curva J, 1993-2008*”
- Calvo, A. (2010). “*Economía internacional y organismos económicos internacional*”. 2da. Ed. México. Edit. Universitaria Ramón Areces.
- De Gregorio, J. (2007). “*Macroeconomía Teoría y Políticas*”. 1ra Ed. México. Edit. Pearson Prentice – Hall.
- Dornbusch, Fischer & Startz. (2001). “*Macroeconomía*”. 9na Ed. Madrid. Edit. McGraw-Hill.
- Engle, R. & Granger, C. “*Cointegración y corrección de errores: Representación, estimación y prueba*”.

- Gujarati, D. (2004). *“Econometría”*. 4ta Ed. México. Edit. McGraw-Hill Interamericana.
- Greene, William. (1999) *“Análisis Econométrico”*, Tercera Edición, Prentice Hall Inc.
- 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.
- Krugman, P. & Obstfeld, M. (2001). *Economía Internacional, Teoría y Política* (4ta ed.). (5ta, Ed.)
- Lacalle, P. (2009). *“Política Cambiaria y Balanza Comercial Verificación de la Condición Marshall-Lerner y la Presencia de la Curva j en la Economía Uruguaya (1983-2008)”*
- Larraín, F. & Sachs, J. (2002). *“Macroeconomía en la Economía Global”*. 2da Ed. Buenos Aires. Pearson Education.
- Lerner, A. (1944) *“Economía de control: principios de economía del bienestar”*. New York. Academia de ciencias Políticas.
- Luna Acevedo, B. (2012, 8 de Julio). *“Tipo de Cambio Real de equilibrio y la demanda de exportaciones tradicionales y no tradicionales de Bolivia”*. Extraído el 14 de Julio desde [http://www.bcb.gob.bo/eeb/sites/default/files/paralelas5eeb/jueves/Economia Internacional/Boris%20Luna.pdf](http://www.bcb.gob.bo/eeb/sites/default/files/paralelas5eeb/jueves/Economia%20Internacional/Boris%20Luna.pdf)
- Marshall, A. (1879). *“Teoría pura del comercio exterior”*. Escuela de ciencias políticas y económicas de Londres. Londres.

- Misas, Ramírez & Silva. (2005). “*Condición Marshall-Lerner y Quiebre Estructural de la Economía Brasileña*”
- Novales, Alfonso (1993). *Econometría*, 2da. edición, McGraw-Hill. Madrid – España.
- Pesaran, Shin & Smith. (2001). “*Enfoques de prueba de límites para el análisis de las relaciones de nivel*”
- Rendón Obando, H. (2005, abril). “*Condición Marshall-Lerner: una aproximación al caso colombiano 1980-2001*”. *Ecos de economía* N° 20. Extraído el 14 de Julio desde <http://publicaciones.eafit.edu.co/index.php/ecos-economia/article/view/1973/1982>
- Robinson J. (1937). “*Ensayos sobre divisas*”
- Sastre Jiménez, L. (2003). “*Simultaneidad exportaciones e importaciones, curva J y condición de Marshall- Lerner, en España*”. *Tribuna de economía*. Extraído el 16 de Julio desde <http://www.revistasice.com>
- Solórzano, G. (2008). “*Efectos del Tipo de Cambio en la Balanza Comercial: Condición Marshall-Lerner para el caso ecuatoriano (1990-2007)*”. . Extraído el 17 de Julio desde http://www.cib.espol.edu.ec/Digipath/REVISTA_CICYT/Articulo/86.pdf
- Wooldridge, J. (2010) “*Introducción a la Econometría un enfoque moderno*”. 4ta Ed. México. Edit. Cengage Learning.

ANEXOS

Anexo N°1. Estimación por MCO del modelo de la Balanza Comercial

Dependent Variable: LBC
Method: Least Squares
Date: 09/08/16 Time: 20:49
Sample: 1992Q1 2013Q4
Included observations: 88

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12.93956	1.145890	-11.29215	0.0000
LR	1.579015	0.407044	3.879226	0.0002
LY	-0.080353	0.093009	-0.863921	0.3901
LY*	0.640442	0.185368	3.454971	0.0009
R-squared	0.724455	Mean dependent var		0.026448
Adjusted R-squared	0.714614	S.D. dependent var		0.246225
S.E. of regression	0.131537	Akaike info criterion		-1.174665
Sum squared resid	1.453371	Schwarz criterion		-1.062059
Log likelihood	55.68526	Hannan-Quinn criter.		-1.129299
F-statistic	73.61682	Durbin-Watson stat		0.504159
Prob(F-statistic)	0.000000			

Anexo N°2. ADF de Balanza Comercial de Perú en niveles

Null Hypothesis: LBC has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.233811	0.4649
Test critical values:		
1% level	-4.066981	
5% level	-3.462292	
10% level	-3.157475	

Anexo N°3. Phillips Perron de Balanza Comercial de Perú en niveles

Null Hypothesis: LBC has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.200841	0.4829
Test critical values:		
1% level	-4.066981	
5% level	-3.462292	
10% level	-3.157475	

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

Anexo N°4. KPSS de Balanza Comercial de Perú en niveles

Null Hypothesis: LBC is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.183330
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Anexo N°5. ADF del Índice del Tipo de Cambio Real Bilateral de Perú en niveles

Null Hypothesis: LR has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.134504	0.0276
Test critical values:	1% level	-3.507394	
	5% level	-2.895109	
	10% level	-2.584738	

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

Anexo N°6. Phillips Perron del Índice del Tipo de Cambio Real Bilateral de Perú en niveles

Null Hypothesis: LR has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-3.359448	0.0152
Test critical values:	1% level	-3.507394	
	5% level	-2.895109	
	10% level	-2.584738	

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

Anexo N°7. KPSS del Índice del Tipo de Cambio Real Bilateral de Perú en niveles

Null Hypothesis: LR is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.464232
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000

5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Anexo N°8. ADF de la Balanza Comercial de Perú en primeras diferencias

Null Hypothesis: D(LBC) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.521932	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.068290	
5% level	-3.462912	
10% level	-3.157836	

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

Anexo N°9. PP de la Balanza Comercial de Perú en primeras diferencias

Null Hypothesis: D(LBC) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-9.973877	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.068290	
5% level	-3.462912	
10% level	-3.157836	

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

Anexo N°10. KPSS de la Balanza Comercial de Perú en primeras diferencias

Null Hypothesis: D(LBC) is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.097242
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Anexo N°11. ADF del Índice del Tipo de Cambio Real Bilateral de Perú en primeras diferencias

Null Hypothesis: D(LR) has a unit root
Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.544356	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.508326	
5% level	-2.895512	
10% level	-2.584952	

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

Anexo N°12. PP del Índice del Tipo de Cambio Real Bilateral de Perú en primeras diferencias

Null Hypothesis: D(LR) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-7.478787	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.508326	
5% level	-2.895512	
10% level	-2.584952	

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

Anexo N°13. KPSS del Índice del Tipo de Cambio Real Bilateral de Perú en primeras diferencias

Null Hypothesis: D(LR) is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.166716
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Anexo N°14. Criterios de selección de orden de retardos de la ecuación LBC, LR, LY Y LY*

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LBC LR LY LY*
 Exogenous variables: C
 Date: 09/08/16 Time: 12:03
 Sample: 1992Q1 2013Q4
 Included observations: 80

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
-----	------	----	-----	-----	----	----

0	236.5221	NA	3.51e-08	-5.813054	-5.693952	-5.765303
1	768.0027	996.5260	8.89e-14	-18.70007	-18.10456*	-18.46131*
2	784.9863	30.14588*	8.70e-14*	-18.72466*	-17.65274	-18.29490
3	800.3781	25.78133	8.91e-14	-18.70945	-17.16114	-18.08869
4	810.0262	15.19572	1.06e-13	-18.55065	-16.52593	-17.73889
5	827.5251	25.81090	1.05e-13	-18.58813	-16.08700	-17.58535
6	843.6457	22.16583	1.08e-13	-18.59114	-15.61361	-17.39736
7	858.1569	18.50181	1.18e-13	-18.55392	-15.09998	-17.16914
8	874.5549	19.26767	1.26e-13	-18.56387	-14.63353	-16.98809

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Anexo N° 15. Raíz característica

Roots of Characteristic Polynomial
 Endogenous variables: LBC LR LY LY_
 Exogenous variables: C
 Lag specification: 1 2
 Date: 09/22/16 Time: 21:01

Root	Modulus
0.985654	0.985654
0.965488	0.965488
0.817346	0.817346
0.408774 - 0.404826i	0.575309
0.408774 + 0.404826i	0.575309
0.414662 - 0.073598i	0.421143
0.414662 + 0.073598i	0.421143
-0.002134	0.002134

No root lies outside the unit circle.
 VAR satisfies the stability condition.

Anexo N° 16. Causalidad de Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 09/22/16 Time: 22:54
 Sample: 1992Q1 2013Q4
 Included observations: 86

Dependent variable: LBC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LR	1.341367	2	0.5114
LY	7.234982	2	0.0268
LY_	7.236712	2	0.0268
All	16.53839	6	0.0111

Dependent variable: LR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LBC	13.75899	2	0.0010
LY	19.28783	2	0.0001
LY_	3.707815	2	0.1566
All	29.21425	6	0.0001

Dependent variable: LY

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LBC	2.653013	2	0.2654
LR	4.482131	2	0.1063
LY_	2.389278	2	0.3028
All	12.07418	6	0.0603

Dependent variable: LY_

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LBC	2.606144	2	0.2717
LR	1.359012	2	0.5069
LY	1.138409	2	0.5660
All	5.352532	6	0.4995

Anexo N° 17. Modelo de cointegración de Johansen

Date: 09/08/16 Time: 12:05
 Sample (adjusted): 1992Q4 2013Q4
 Included observations: 85 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LBC LR LY LY_
 Lags interval (in first differences): 1 to 2

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.328186	60.72478	47.21	54.46
At most 1	0.215657	26.91397	29.68	35.65
At most 2	0.055534	6.266745	15.41	20.04
At most 3	0.016454	1.410263	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 **	0.328186	33.81081	27.07	32.24
At most 1	0.215657	20.64723	20.97	25.52
At most 2	0.055534	4.856481	14.07	18.63
At most 3	0.016454	1.410263	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

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

LBC	LR	LY	LY_
-11.33225	35.29111	1.737164	2.486214
3.877802	26.19876	5.030192	-12.58284
0.701048	-5.502977	-4.100985	9.181025
-0.057128	2.516840	3.679427	-2.867970

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LBC)	0.013908	-0.015656	0.013102	-0.005602
D(LR)	-0.009263	-0.008042	0.001024	-1.23E-05
D(LY)	-0.003464	0.010757	0.001591	-0.001805
D(LY_)	-0.000631	-0.000512	-0.000618	-0.000553

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 826.7900

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LBC	LR	LY	LY_
1.000000	-3.114220	-0.153294	-0.219393
	(0.53237)	(0.11160)	(0.21752)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LBC)	-0.157612
	(0.10575)
D(LR)	0.104972
	(0.02910)
D(LY)	0.039250
	(0.03712)
D(LY_)	0.007156
	(0.00686)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 837.1136

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LBC	LR	LY	LY_
1.000000	0.000000	0.304350	-1.173963
		(0.09824)	(0.17461)
0.000000	1.000000	0.146953	-0.306520
		(0.02845)	(0.05057)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LBC)	-0.218322	0.080676
	(0.10965)	(0.40238)
D(LR)	0.073786	-0.537602
	(0.02867)	(0.10521)
D(LY)	0.080963	0.159587
	(0.03630)	(0.13321)
D(LY_)	0.005172	-0.035692
	(0.00722)	(0.02648)

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 839.5418

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LBC	LR	LY	LY_
1.000000	0.000000	0.000000	-0.451889 (0.19328)
0.000000	1.000000	0.000000	0.042128 (0.08766)
0.000000	0.000000	1.000000	-2.372516 (0.56466)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LBC)	-0.209137 (0.10833)	0.008577 (0.39995)	-0.108321 (0.06066)
D(LR)	0.074504 (0.02869)	-0.543238 (0.10591)	-0.060745 (0.01606)
D(LY)	0.082079 (0.03630)	0.150830 (0.13400)	0.041567 (0.02032)
D(LY_)	0.004738 (0.00718)	-0.032290 (0.02650)	-0.001136 (0.00402)

Anexo N° 18. Modelo de corrección de errores (Johansen)

Vector Error Correction Estimates

Date: 09/08/16 Time: 16:35

Sample (adjusted): 1992Q4 2013Q4

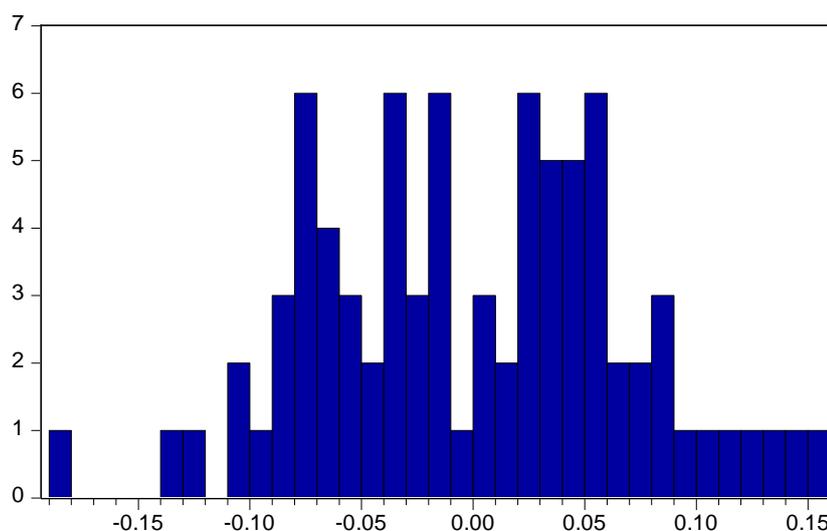
Included observations: 85 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LBC(-1)	1.000000			
LR(-1)	-3.114220 (0.53237) [-5.84978]			
LY(-1)	0.153294 (0.11160) [1.37356]			
LY_(-1)	-0.219393 (0.21752) [-1.00859]			
C	16.74633			
Error Correction:	D(LBC)	D(LR)	D(LY)	D(LY_)
CointEq1	-0.157612 (0.10575) [-1.49045]	0.104972 (0.02910) [3.60766]	0.039250 (0.03712) [1.05744]	0.007156 (0.00686) [1.04296]
D(LBC(-1))	0.021276 (0.12548) [0.16956]	-0.060200 (0.03453) [-1.74356]	0.035967 (0.04404) [0.81660]	0.005601 (0.00814) [0.68796]
D(LBC(-2))	-0.044385	0.003600	-0.039225	0.002786

	(0.12078) [-0.36749]	(0.03323) [0.10833]	(0.04239) [-0.92526]	(0.00784) [0.35552]
D(LR(-1))	-0.855890 (0.42417) [-2.01780]	0.093035 (0.11671) [0.79714]	0.160016 (0.14888) [1.07477]	-0.008201 (0.02752) [-0.29797]
D(LR(-2))	0.036218 (0.44995) [0.08049]	0.013482 (0.12380) [0.10889]	0.001136 (0.15793) [0.00719]	0.001686 (0.02919) [0.05776]
D(LY(-1))	-0.651159 (0.36800) [-1.76944]	-0.270273 (0.10126) [-2.66918]	0.497779 (0.12917) [3.85369]	0.018814 (0.02388) [0.78796]
D(LY(-2))	-0.241397 (0.37643) [-0.64128]	-0.014568 (0.10358) [-0.14065]	0.006968 (0.13213) [0.05274]	-0.034598 (0.02442) [-1.41654]
D(LY_(-1))	3.011968 (1.72263) [1.74847]	-0.224864 (0.47399) [-0.47441]	0.478171 (0.60465) [0.79083]	0.345383 (0.11177) [3.09011]
D(LY_(-2))	-2.003756 (1.74578) [-1.14777]	0.056564 (0.48036) [0.11775]	-1.191898 (0.61277) [-1.94509]	0.273253 (0.11327) [2.41236]
C	0.009149 (0.02193) [0.41721]	0.007805 (0.00603) [1.29343]	0.018764 (0.00770) [2.43779]	0.004520 (0.00142) [3.17681]
R-squared	0.183777	0.247570	0.325714	0.383422
Adj. R-squared	0.085831	0.157279	0.244800	0.309432
Sum sq. resids	0.555128	0.042028	0.068393	0.002337
S.E. equation	0.086033	0.023672	0.030198	0.005582
F-statistic	1.876298	2.741899	4.025422	5.182121
Log likelihood	93.21653	202.9028	182.2084	325.7053
Akaike AIC	-1.958036	-4.538889	-4.051962	-7.428360
Schwarz SC	-1.670665	-4.251518	-3.764591	-7.140989
Mean dependent	0.001543	0.000361	0.020900	0.011126
S.D. dependent	0.089981	0.025787	0.034749	0.006717
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.90E-14		
Determinant resid covariance		4.18E-14		
Log likelihood		826.7900		
Akaike information criterion		-18.41859		
Schwarz criterion		-17.15416		

Anexo N° 19. Test de Jarque – Bera (PSS)



Series: Residuals	
Sample 1993Q4 2013Q4	
Observations 81	
Mean	1.08e-15
Median	0.000895
Maximum	0.153188
Minimum	-0.182135
Std. Dev.	0.068901
Skewness	-0.016739
Kurtosis	2.589895
Jarque-Bera	0.571410
Probability	0.751484

Anexo N°20. Test de Correlación Serial: Multiplicador de Lagrange (PSS)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.838065	Prob. F(4,61)	0.5064
Obs*R-squared	4.219482	Prob. Chi-Square(4)	0.3771

Anexo N°21. Test de Ramsey RESET (PSS)

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: D(LBC) C D(LBC(-1)) D(LBC(-2)) D(LBC(-3)) D(LBC(-4))

D(LBC(-6)) D(LR(-3)) D(LY(-6)) D(LY_(-1)) D(LY_(-3)) D(LY_(-6)) T

LBC(-1) LR(-1) LY(-1) LY_(-1)

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.490636	64	0.6254
F-statistic	0.240724	(1, 64)	0.6254
Likelihood ratio	0.304094	1	0.5813

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.001423	1	0.001423
Restricted SSR	0.379793	65	0.005843
Unrestricted SSR	0.378370	64	0.005912

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	102.2504	65
Unrestricted LogL	102.4024	64

Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: D(LBC)
Method: Least Squares
Date: 07/12/17 Time: 23:10
Sample: 1993Q4 2013Q4
Included observations: 81

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.271933	3.788277	1.127672	0.2637
D(LBC(-1))	-0.227553	0.122488	-1.857755	0.0678
D(LBC(-2))	-0.213693	0.113785	-1.878038	0.0649
D(LBC(-3))	-0.286694	0.113826	-2.518702	0.0143
D(LBC(-4))	-0.163573	0.109011	-1.500521	0.1384
D(LBC(-6))	-0.138041	0.102628	-1.345059	0.1834
D(LR(-3))	1.422908	0.485920	2.928273	0.0047
D(LY(-6))	0.571053	0.283542	2.013996	0.0482
D(LY*(-1))	3.349262	1.661743	2.015511	0.0481
D(LY*(-3))	-2.075967	1.659601	-1.250883	0.2155
D(LY*(-6))	-0.146769	1.529257	-0.095974	0.9238
T	0.012022	0.005444	2.208114	0.0308
LBC(-1)	-0.164950	0.099978	-1.649868	0.1039
LR(-1)	-0.000846	0.352406	-0.002400	0.9981
LY(-1)	-0.328299	0.085595	-3.835479	0.0003
LY*(-1)	-0.414564	0.424750	-0.976018	0.3327
FITTED^2	0.807926	1.646691	0.490636	0.6254
R-squared	0.410649	Mean dependent var	0.004750	
Adjusted R-squared	0.263311	S.D. dependent var	0.089583	
S.E. of regression	0.076890	Akaike info criterion	-2.108701	
Sum squared resid	0.378370	Schwarz criterion	-1.606163	
Log likelihood	102.4024	Hannan-Quinn criter.	-1.907076	
F-statistic	2.787123	Durbin-Watson stat	1.772853	
Prob(F-statistic)	0.001903			

Anexo N°22. Test de Heteroscedasticidad ARCH (PSS)

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.222294	Prob. F(1,78)	0.6386
Obs*R-squared	0.227346	Prob. Chi-Square(1)	0.6335

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 07/12/17 Time: 23:30
Sample (adjusted): 1994Q1 2013Q4
Included observations: 80 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004483	0.000858	5.225436	0.0000
RESID^2(-1)	0.053285	0.113015	0.471481	0.6386
R-squared	0.002842	Mean dependent var	0.004735	
Adjusted R-squared	-0.009942	S.D. dependent var	0.005972	
S.E. of regression	0.006001	Akaike info criterion	-7.368962	
Sum squared resid	0.002809	Schwarz criterion	-7.309411	

Log likelihood	296.7585	Hannan-Quinn criter.	-7.345086
F-statistic	0.222294	Durbin-Watson stat	2.005528
Prob(F-statistic)	0.638614		

Anexo N°23. Test de Heteroscedasticidad WHITE (PSS)

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.170218	Prob. F(15,65)	0.3170
Obs*R-squared	17.22300	Prob. Chi-Square(15)	0.3057
Scaled explained SS	8.816660	Prob. Chi-Square(15)	0.8869

Anexo N°24. Test de quiebre estructural de Chow (PSS)

Chow Breakpoint Test: 2008Q1

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Varying regressors: All equation variables

Equation Sample: 1993Q4 2013Q4

F-statistic	1.309742	Prob. F(16,49)	0.2295
Log likelihood ratio	28.83959	Prob. Chi-Square(16)	0.0250
Wald Statistic	20.95587	Prob. Chi-Square(16)	0.1802

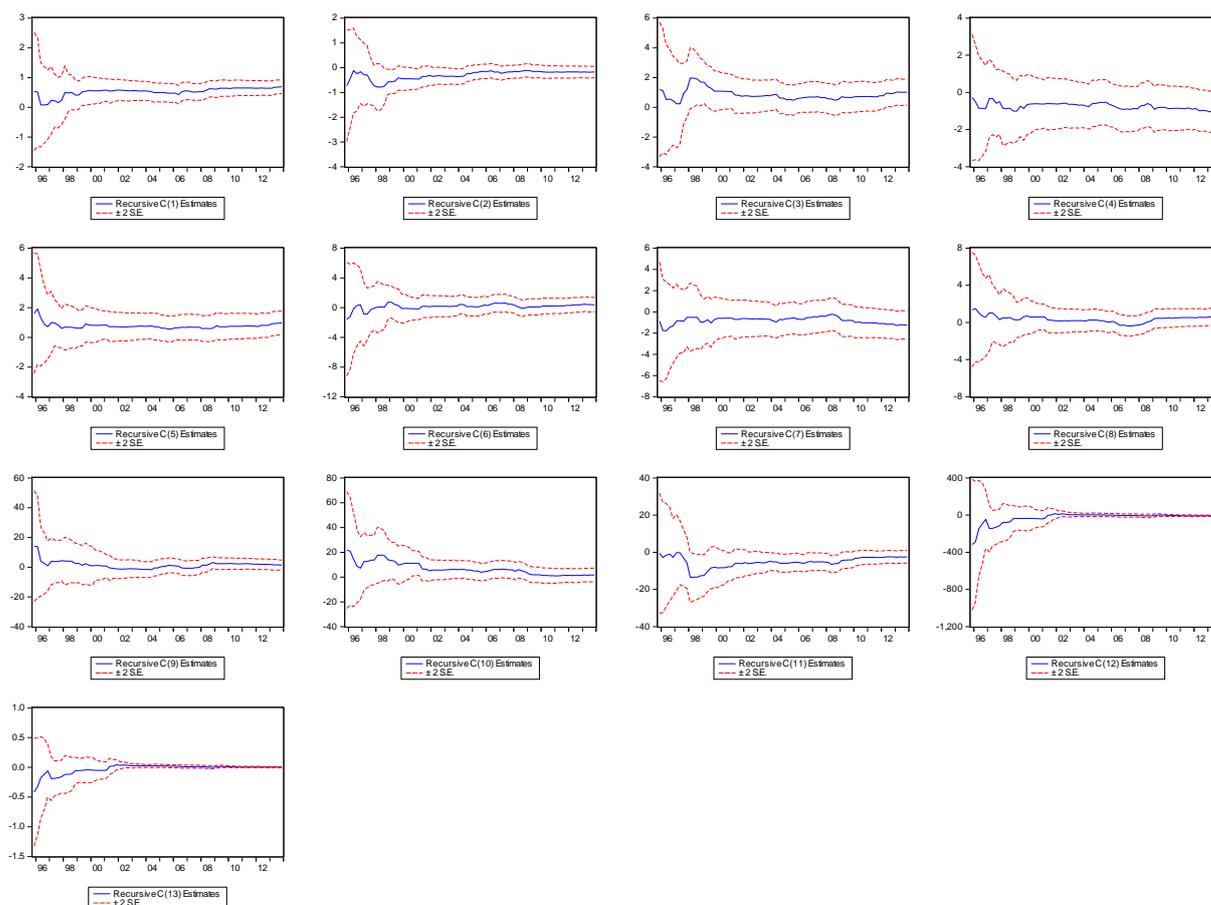
Anexo N°25. Test de Wald (PSS)

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	5.320438	(4, 65)	0.0009
Chi-square	21.28175	4	0.0003

Anexo N°26. Test de estabilidad: Coeficientes recursivos (PSS)



Anexo N° 27. Base de datos

Trimestre/Año	Exportaciones (millones de dólares)	Importaciones (millones de dólares)	Indice del TCR bilateral (base 2009=100)	PBI de Perú (millones de dólares)	PBI de EEUU (billones de dólares)
I.1992	830.17	1033.42	88.33	9398.30	6380.80
II.1992	856.61	934.36	89.23	9640.20	6492.30
III.1992	931.19	998.70	95.33	8529.93	6586.50
IV.1992	960.11	1034.91	107.38	8056.70	6697.60
I.1993	805.08	895.06	106.01	8094.35	6748.20
II.1993	846.98	972.23	106.79	8782.62	6829.60
III.1993	795.56	1099.54	105.65	8557.09	6904.20
IV.1993	937.03	1193.60	105.00	8726.85	7032.80
I.1994	951.92	1158.49	100.40	9596.34	7136.30
II.1994	1065.46	1269.95	97.19	10752.64	7269.80
III.1994	1221.25	1424.88	96.90	10819.10	7352.30
IV.1994	1185.50	1645.89	93.59	12112.29	7476.70
I.1995	1286.67	1796.32	93.35	12263.62	7545.30
II.1995	1356.46	1889.53	92.72	13417.05	7604.90
III.1995	1455.22	2030.71	90.66	13253.51	7706.50
IV.1995	1393.07	2016.33	91.52	13233.03	7799.50
I.1996	1424.04	1781.73	91.38	12926.72	7893.10
II.1996	1458.64	1998.37	91.60	14142.10	8061.50
III.1996	1491.20	2032.07	92.03	13434.98	8159.00
IV.1996	1503.77	2052.03	94.82	13587.02	8287.10
I.1997	1614.83	1905.95	95.78	13123.71	8402.10
II.1997	1858.51	2131.36	95.15	14824.49	8551.90
III.1997	1765.92	2302.48	93.22	14434.85	8691.80
IV.1997	1585.29	2195.75	94.70	14542.39	8788.30
I.1998	1197.78	2069.98	95.36	13797.48	8889.70
II.1998	1339.29	2171.40	95.99	14548.98	8994.70
III.1998	1564.34	2047.92	99.17	13565.59	9146.50
IV.1998	1655.38	1929.43	103.85	12772.11	9325.70
I.1999	1412.43	1539.79	111.68	11687.62	9447.10
II.1999	1408.94	1598.87	111.09	12833.51	9557.00
III.1999	1579.89	1686.38	111.83	12112.41	9712.30
IV.1999	1686.26	1885.44	115.60	12740.17	9926.10
I.2000	1640.63	1775.27	115.19	12564.87	10031.00
II.2000	1655.34	1839.58	115.97	13383.70	10278.30
III.2000	1800.76	1785.22	115.37	12580.27	10357.40
IV.2000	1858.18	1957.50	116.17	12492.66	10472.30
I.2001	1613.78	1833.97	116.78	11986.23	10508.10

II.2001	1737.59	1758.05	119.33	13309.39	10638.40
III.2001	1888.92	1856.09	117.24	12902.23	10639.50
IV.2001	1785.43	1756.37	115.68	13426.46	10701.30
I.2002	1586.68	1630.79	117.44	12880.16	10834.40
II.2002	1980.26	1847.38	117.18	14627.41	10934.80
III.2002	2140.76	1954.99	121.48	13111.95	11037.10
IV.2002	2006.20	1959.64	120.80	13866.93	11103.80
I.2003	2030.92	2029.11	118.21	13915.90	11230.10
II.2003	2220.80	1969.84	117.49	15627.74	11370.70
III.2003	2350.12	2074.42	118.49	14454.09	11625.10
IV.2003	2488.90	2131.48	117.59	15056.36	11816.80
I.2004	2794.70	2118.24	116.36	15365.94	11988.40
II.2004	2874.09	2417.59	116.98	17437.05	12181.40
III.2004	3444.68	2540.49	113.92	16204.05	12367.70
IV.2004	3695.70	2728.45	111.23	17734.17	12562.20
I.2005	3748.54	2659.87	110.23	17467.83	12813.70
II.2005	4034.51	3006.45	110.76	19833.76	12974.10
III.2005	4555.34	3161.51	112.51	18433.40	13205.40
IV.2005	5029.28	3253.77	117.02	19242.23	13381.60
I.2006	4624.61	3380.49	114.30	19772.60	13648.90
II.2006	5809.27	3629.60	113.84	22704.08	13799.80
III.2006	6550.05	3670.58	113.13	22168.10	13908.50
IV.2006	6846.21	4163.42	111.55	23349.07	14066.40
I.2007	5754.78	4208.22	111.31	23004.19	14233.20
II.2007	6720.01	4490.36	111.72	25423.24	14422.30
III.2007	7639.98	5288.84	109.94	25609.25	14569.70
IV.2007	7979.25	5603.11	104.37	28351.20	14685.30
I.2008	7803.87	6266.42	100.12	28402.65	14668.40
II.2008	8384.32	7552.95	98.06	32540.19	14813.00
III.2008	8504.01	7977.50	100.47	31382.95	14843.00
IV.2008	6326.28	6652.31	102.52	29500.05	14549.90
I.2009	5408.40	4883.42	104.56	26144.42	14383.90
II.2009	6136.40	4826.66	100.13	29892.00	14340.40
III.2009	7196.66	5330.21	98.84	30844.35	14384.10
IV.2009	8329.06	5970.40	96.35	34851.57	14566.50
I.2010	7905.41	6335.81	95.05	32837.01	14681.10
II.2010	8215.67	6610.15	94.68	37094.70	14888.60
III.2010	9382.49	7815.26	92.84	37825.51	15057.70
IV.2010	10299.51	8054.10	93.09	40908.57	15230.20
I.2011	10093.44	8197.83	92.49	38806.42	15238.40
II.2011	11727.11	9606.95	93.10	42037.42	15460.90
III.2011	12727.59	9692.03	90.98	43490.04	15587.10
IV.2011	11827.81	9654.71	88.94	46436.01	15785.30
I.2012	12019.15	9524.66	88.09	43443.98	15973.90

II.2012	10816.28	9973.87	87.24	47137.54	16121.90
III.2012	12259.83	10990.52	85.35	48953.03	16227.90
IV.2012	12315.35	10528.90	83.99	53211.92	16297.30
I.2013	10508.44	10394.77	83.76	48204.83	16475.40
II.2013	10120.86	10514.59	86.21	50837.65	16541.40
III.2013	11263.94	11129.82	89.45	49495.21	16749.30
IV.2013	10967.40	10317.01	88.97	53476.43	16999.90
