

Universidad de Lima
Facultad de Ciencias Empresariales y Económicas
Carrera de Economía



BALANZA COMERCIAL, INFLACIÓN Y TÉRMINOS DE INTERCAMBIO EN EL PERÚ 1999-2018: UN MODELO VAR Y VEC

Trabajo de investigación para optar el grado académico de bachiller en Economía

Janet Ramirez Cava

Código 20162427

Pablo Ernesto Sotomayor Kamiyama

Código 20162557

Revisor 1 Dante Abelardo Urbina Padilla

Revisor 2 Elmer Sánchez Dávila

Lima – Perú

Enero de 2021

**TRADE BALANCE, INFLATION, AND
TERMS OF TRADE IN PERU 1999-2018: A
VAR AND VEC APPROACH**

TABLA DE CONTENIDO

RESUMEN	viii
ABSTRACT	ix
INTRODUCCIÓN	1
CAPÍTULO I: MARCO TEÓRICO	2
1.1. Principios teóricos.....	2
1.1.1. Teoría de Harrod-Balassa-Samuelson	2
1.1.2. Tasa de interés, tipo de cambio y nivel de actividad.....	3
1.2. Resumen de la literatura.....	4
1.2.1. Términos de intercambio y balanza comercial.....	4
1.2.2. Balanza comercial e inflación	6
1.2.3. Términos de intercambio e inflación	7
CAPÍTULO II: METODOLOGÍA DE LA INVESTIGACIÓN	9
CAPÍTULO III: RESULTADOS	11
3.1. Estimación del modelo VAR	11
3.2. Estimación del modelo VEC.....	19
CORRESPONDENCIA DE CONTENIDOS DE INVESTIGACIÓN Y FORMACIÓN ACADÉMICA	22
CONCLUSIONES	23
REFERENCIAS	24
ANEXOS	26

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 4.1 Pruebas de raíz unitaria para la variable IPC en niveles (izquierda) y en primeras diferencias (derecha).....	12
Tabla 4.2 Pruebas de raíz unitaria para la variable BC en niveles (izquierda) y en primeras diferencias (derecha).....	13
Tabla 4.3 Pruebas de raíz unitaria para la variable TI en niveles (izquierda) y en primeras diferencias (derecha).....	14
Tabla 4.4 Elección del rezago óptimo	15
Tabla 4.5 Test de causalidad de Granger	19
Tabla 4.7. Número de vectores de cointegración.....	20
Tabla 4.8. Test de cointegración de Johansen	21
Tabla 4.9. Resultados (p-value) de Granger/Wald test.....	21

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 4.1 Gráfico de la función impulso-respuesta para ΔIPC (impulso) y ΔTI (respuesta).....	15
Figura 4.2 Gráficos de las funciones impulso-respuesta para ΔIPC (respuesta), con impulsos ΔIPC , BC y ΔTI	16
Figura 4.3 Gráficos de las funciones impulso-respuesta para BC (respuesta), con impulsos ΔTI y ΔIPC	18

ÍNDICE DE ANEXOS

Anexo 1: Gráficos de las series IPC, BC y TI en niveles (izquierda) y en primeras diferencias (derecha).....	27
Anexo 2: Estimación del VAR	28
Anexo 3: Prueba de estabilidad del VAR	30
Anexo 4: Gráfico del círculo unitario	31
Anexo 5: Descomposición de la Varianza.....	1

RESUMEN

La presente investigación tiene por objetivo estudiar las relaciones entre los términos de intercambio, la balanza comercial y la inflación en Perú durante el periodo 1999-2018. Usando datos mensuales obtenidos del Banco Central de Reserva del Perú se estima un modelo de vectores autorregresivos (VAR) y modelo de vectores de corrección de errores (VECM). Las funciones impulso-respuesta resultantes muestran una respuesta no significativa de las variaciones del índice de precios al consumidor frente a impulsos en la balanza comercial y una rápida dilución de los shocks inflacionarios, ambos efectos atribuibles a la efectividad de la política monetaria del Banco Central de Reserva. Por otro lado, las variaciones del índice de precios al consumidor sí muestran una respuesta significativa ante impulsos en los términos de intercambio. Finalmente, la balanza comercial sí es significativamente afectada tanto por las variaciones en los precios internos como por las variaciones en los términos de intercambio

Códigos JEL: E31, F10, F30, F41

Línea de investigación: 5300 – 5.G1

Palabras clave: términos de intercambio, balanza comercial, inflación, Perú, VAR, VEC

ABSTRACT

This paper aims to study the relationships among terms of trade, trade balance, and inflation in Peru during the period 1999-2018. By using monthly data from *Banco Central de Reserva del Perú* (the Peruvian Central Bank) we are able to estimate a vector autoregression (VAR) model and vector error correction model (VECM). The generated impulse-response functions show that the response of variations in the consumer price index to trade balance shocks is not significant, and that inflationary shocks tend to disappear quickly; both effects can be attributed to an effective monetary policy conducted by the Peruvian Central Bank. In addition, variations of the consumer price index do show a significant response to shocks in the terms of trade. Finally, the Peruvian trade balance is significantly affected both by variations in the consumer price index and by variations in terms of trade.

JEL Codes: E31, F10, F30, F41

Line of research: 5300 – 5.G1

Keywords: terms of trade, trade balance, inflation, Peru, VAR, VEC

INTRODUCCIÓN

La economía peruana ha transitado por procesos importantes en las últimas décadas. Luego de un periodo de relativo aislamiento internacional en los 1970's y 1980's, la economía nacional se ha caracterizado por una creciente apertura comercial que se ha materializado a través de sucesivos acuerdos comerciales y tratados de libre comercio. Entre los tratados más importantes están los acuerdos con la Comunidad Andina, el MERCOSUR, Japón, y los tratados de libre comercio con Estados Unidos, Chile, China, México y la Unión Europea. En este contexto, los precios de comercio exterior, específicamente de los *commodities* exportados, jugaron un papel importante en el notable crecimiento de la economía peruana durante la década de los 2000's y en su posterior desaceleración en esta última década. Así, variables como los términos de intercambio y la balanza comercial cobran especial importancia.

Por otro lado, la traumática experiencia hiperinflacionaria de finales de los 1980's parece haber quedado atrás: el país ha gozado de más de dos décadas de inflación baja y estable. El Banco Central de Reserva ha manejado exitosamente la estabilidad de precios en el país a través de sus instrumentos de política monetaria, en particular, su esquema de rangos meta de inflación. La renovada confianza de los peruanos en la moneda nacional parece verse reflejada en la constante disminución en los niveles de los indicadores de dolarización. Esta confianza, a su vez, aumenta la efectividad de las políticas del Banco Central, cerrando un círculo virtuoso.

Dada la importancia de estas variables en el desempeño de la economía peruana, el presente trabajo pretende, a través de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) y un modelo de vectores de corrección de errores (VECM), estudiar la relación que existe entre los términos de intercambio, balanza comercial e inflación en el Perú en las últimas dos décadas, prestando atención a las relaciones de impulso-respuesta que pueden ser obtenidas de los datos disponibles. Estas relaciones pueden servir de base para generar predicciones del comportamiento de alguna de estas variables ante cambios en cualquiera de las otras.

CAPÍTULO I: MARCO TEÓRICO

1.1. Principios teóricos

1.1.1. Teoría de Harrod-Balassa-Samuelson

La teoría de Harrod-Balassa-Samuelson trata de explicar las diferencias que se pueden observar entre los precios y salarios de distintos países. Supone que, tanto en el país “local” como en el “extranjero”, hay un sector de bienes transables (exportables) y otro sector de bienes no transables (como los servicios). Se asume también que no hay grandes diferencias en productividad en el sector no transable de un país a otro, que el único factor productivo es el trabajo, que este puede migrar libremente entre sectores, y que se cumple la ley de un solo precio en el sector transable.

En una situación como esta, son las diferencias en productividades en el sector transable de un país contra otro las que determinan las diferencias en los precios y salarios observadas entre los países. Esto se explica de la siguiente manera: si el país local tiene una mayor productividad en el sector transable que el país extranjero, eso quiere decir que el local podrá producir los mismos bienes a un menor costo que el extranjero. Como se cumple la ley de un solo precio en el sector transable, el salario real en el sector transable será mayor en el país local que en el extranjero. Este salario alto local en el sector transable se traslada también al sector no transable puesto que es necesario compensar al trabajador del sector no transable por no tomar un trabajo en el atractivo sector transable. De esta manera, es posible acceder al mismo servicio (un corte de pelo, por ejemplo) a precios muy distintos en un país de altos ingresos en comparación a un país de bajos ingresos.

Este argumento puede convertirse también en una crítica al uso de indicadores monetarios como el PBI como una medida de bienestar, ya que subestimarían la calidad de vida en países con bajos ingresos donde se accede a servicios -idénticos o comparables a los de países de altos ingresos- a menores precios.

1.1.2. Tasa de interés, tipo de cambio y nivel de actividad

De Gregorio (2012) relaciona la tasa de interés, el tipo de cambio y el nivel de actividad. Explica en primer lugar la paridad descubierta¹ de tasas de interés nominales: siempre que haya libre movilidad de capitales entre los países, el diferencial entre la tasa de interés local con la tasa de interés extranjera será igual a depreciación esperada del tipo de cambio entre las dos monedas hacia el final del periodo de referencia. Ahora, esta depreciación esperada puede ocasionarse bien por cambios en el tipo de cambio esperado (es decir, el tipo de cambio que hoy se espera que haya en el periodo futuro), o bien por cambios en el tipo de cambio de hoy (o tipo de cambio spot). De Gregorio (2012) asume el que el tipo de cambio esperado en el futuro es constante e igual al tipo de cambio de largo plazo, por lo tanto, la depreciación esperada solo variará por medio de cambios en el tipo de cambio spot:

$$e = \frac{\bar{e}}{1 - i^* + i} \dots (1)$$

Donde: “e” es el tipo de cambio spot, “ \bar{e} ” es el tipo de cambio de largo plazo, “i” es la tasa de interés nominal local, “ i^* ” es la tasa de interés nominal extranjera.

Se concluye que un aumento en la tasa de interés local produce una apreciación (es decir, una caída) en el tipo de cambio spot.

A continuación, empleando la ecuación de Fisher, se llega a la contraparte real de la ecuación (1):

$$q = \frac{\bar{q}}{1 - r^* + r} \dots(2)$$

Donde: “q” es el tipo de cambio real spot, “ \bar{q} ” es el tipo de cambio real de largo plazo, “r” es la tasa de interés real local, “ r^* ” es la tasa de interés real extranjera.

Esta vez asumiendo que el tipo de cambio real esperado es constante e igual al tipo de cambio real de largo plazo, se concluye que un aumento en la tasa de interés real local produce una apreciación (es decir, una caída) en el tipo de cambio real spot.

¹ La paridad cubierta de tasas de interés, por su lado, tiene una intuición similar, pero hace referencia a una situación en la que se accede al mercado de futuros para eliminar riesgo cambiario

A partir de esta relación, se puede explicar el efecto que tiene el tipo de cambio real sobre la actividad económica. Si la tasa de interés real sube se reducirían la inversión y el consumo (es decir, el gasto); al mismo tiempo, como ya explicamos, el tipo de cambio real bajaría (se apreciaría) y se reducirían las exportaciones netas. Sin embargo, las exportaciones netas se verían al mismo tiempo afectadas positivamente por una disminución de las importaciones generada por la disminución del producto, por lo que el efecto neto sobre las exportaciones netas es incierto. Finalmente, De Gregorio (2012) acota que el efecto sobre el gasto es más importante que el efecto sobre las exportaciones netas. En conclusión, un aumento de en la tasa de interés real reduciría el producto.

1.2. Resumen de la literatura

1.2.1. Términos de intercambio y balanza comercial

La relación entre la balanza comercial y los términos de intercambio ha sido un tema de controversia a partir de los trabajos de Halberger (1950) y Laursen y Metzler (1950). El llamado efecto Halberger-Laursen-Metzler (HLM), postula que una mejora en los términos de intercambio (entendida como un incremento en el cociente precio de exportaciones entre precio de importaciones) producirá una mejora en la balanza comercial (entendida como un incremento en la diferencia exportaciones menos importaciones).

Por otro lado, Obstfeld (1982) y Svensson y Razin (1983) postulan que una mejora en los términos de intercambio no necesariamente implicará una mejora en la balanza comercial. La presencia del efecto HLM dependerá de la persistencia de los shocks a los términos de intercambio. A este efecto se le denomina efecto Obstfeld-Svensson-Razin (OSR).

En ese contexto, Arize (1996) estudia a dieciséis países en el periodo 1973-1992 por medio de los test de cointegración de Stock y Watson, Johansen y Juselius, y Engle y Granger. Se encuentra que, en la mayoría de las economías estudiadas, una relación significativa y negativa de largo plazo entre los shocks de términos de intercambio y la balanza comercial.

Asimismo, en un artículo frecuentemente citado, Otto (2003) emplea datos de economías en desarrollo y de países pequeños de la OCDE entre 1960 y 1997

confirmando la presencia del efecto HLM. Sin embargo, encuentra que el efecto depende de la persistencia del shock a los términos de intercambio.

Por su parte, Tsen (2006) explora la relación entre los términos de intercambio y la balanza comercial en Malasia distinguiendo los conceptos de *commodity terms of trade* e *income terms of trade*. El primero alude a la noción usual de los términos de intercambio (el cociente del precio de las exportaciones entre el precio de las importaciones), mientras que el segundo “trata de cuantificar la tendencia de la capacidad de importación de un país basada en sus exportaciones” (Tsen, 2006, p. 306). Usando datos de 1965 a 2002 y el método de cointegración de Johansen, el autor encuentra que hay una relación de largo plazo entre la balanza comercial y los *commodity terms of trade*, pero no la hay entre la balanza comercial y los *income terms of trade*. La prueba de causalidad de Granger arroja que los términos de intercambio causan a lo Granger la balanza comercial, pero no a la inversa. Zortuk y Durman (2008) emplean la misma metodología y llegan a las mismas conclusiones que Tsen (2006) usando datos de Turquía para el periodo 1989- 2007. En otras palabras, la causalidad de Granger va desde los términos de intercambio a la balanza comercial, y la relación de largo plazo existe solo entre la balanza comercial y los *commodity terms of trade*.

Nuevamente Tsen (2009), examina esta vez datos de Japón, Hong Kong y Singapur para hallar la relación entre los precios del petróleo, los términos de intercambio y la inflación. Los tres países son desarrollados e importadores de petróleo, pero Japón difiere de los otros dos por su menor grado de apertura comercial. Se encuentra que “en general, los términos de intercambio, la demanda interna, la demanda externa, y el precio del petróleo... son importantes en la determinación de la balanza comercial en el corto y el largo plazo” (Tsen, 2009, p. 454).

Por su parte, Lanteri (2015) estudia la relación entre la cuenta corriente y los términos de intercambio en Argentina con un modelo SVAR y datos entre 1986 y 2014, confirmando la existencia del efecto HLM. Por último, Szomolányi, Lukáčik y Lukáčiková (2017), usando también un modelo SVAR, examinan datos de 1997 a 2014 en tres países que formaron parte del bloque comunista: Eslovaquia, República Checa y Croacia. Los autores muestran resultados peculiares ya que encuentran que, en el caso de Eslovaquia y República Checa, hay una relación negativa entre un shock de términos de intercambio y la balanza comercial. Al mismo tiempo, en Croacia la respuesta de la

balanza comercial no llega a ser significativamente diferente de cero. Estos resultados apoyan el efecto OSR, más que el HLM.

De igual manera, Oviedo & Sierra (2019) analizaron la importancia de los términos de intercambio en Colombia durante el periodo 2001 – 2016 siguiendo un modelo FAVAR. En esta investigación resaltaron los efectos de los choques de los términos de intercambio sobre diversas variables, entre ellas, la balanza comercial. Los resultados determinaron que los términos de intercambio generan un efecto significativo de 6% sobre la balanza comercial. Este efecto surge porque el choque positivo de los términos de intercambio incentiva el desarrollo de la producción de los bienes exportados.

Por último, Yasmeen et al. (2018) examinan datos de Pakistán entre 1980 y 2016 a través de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL), y encuentran una relación no significativa a largo plazo entre los términos de intercambio y la balanza comercial. Los autores verifican también que la condición de Marshall-Lerner no se cumple para Pakistán, por lo que una devaluación de la moneda no necesariamente generaría un mejoramiento de la balanza comercial.

1.2.2. Balanza comercial e inflación

A nivel empírico, Smyth y Ash (1975) investigan la precisión de los pronósticos elaborados en años anteriores por la OCDE respecto a producto nacional bruto, inflación y balanza comercial en siete países: EE.UU., Canadá, Japón, Francia, Alemania, Italia y el Reino Unido. Los pronósticos de la OCDE son comparados con pronósticos sencillos preparados con información ampliamente disponible en el momento de la elaboración de los pronósticos de la OCDE. Se llega a la conclusión de que los pronósticos de la OCDE no son más precisos que los pronósticos sencillos con los que se compararon y, además, su precisión no ha ido mejorando con el tiempo.

Por su parte, Sundarajan (1986) especifica un modelo de equilibrio general para la balanza comercial y la inflación en India, y lo verifica empíricamente. El autor concluye que “los efectos de precios relativos de las políticas se compensan a menudo por efectos de liquidez perversos que aumentan la absorción. Sin embargo, los efectos de la devaluación sobre la balanza comercial son más perdurables que los de una política crediticia contractiva” (Sundarajan, 1986, p. 75).

Más recientemente, Ivrendi y Guloglu (2010), estudian a través de un modelo SVEC los efectos de shocks de política monetaria de objetivos de inflación (*inflation targeting*) en el tipo de cambio, el producto y la balanza comercial en cinco países que emplean este tipo de política: Australia, Nueva Zelanda, Canadá, Suecia y el Reino Unido. Entre los hallazgos está que “una política monetaria contractiva genera una disminución en los niveles de precios, una disminución en el producto, una apreciación del tipo de cambio y una mejora de la balanza comercial en el muy corto plazo” (Ivrendi y Guloglu, 2010, p. 1144).

A su vez, Greenwood-Nimmo, Nguyen y Shin (2012) crean un modelo GVAR para predecir el crecimiento del producto, la inflación y la balanza comercial. El modelo muestra una precisión a corto plazo no inferior a la de otros modelos de predicción usualmente empleados, mientras que su precisión a largo plazo resulta superior. Por esto, los autores creen que “los modelos GVAR pueden probar ser muy útiles para análisis de políticas a nivel nacional y supranacional” (Greenwood-Nimmo, Nguyen y Shin, 2012, p. 554).

Finalmente, la relación entre la balanza comercial y la inflación también ha sido estudiada por Akalpler (2013), quien toma el caso de Turquía y encuentra que, entre 1980 y 2010, la economía turca gozó de un incremento sostenido de su capacidad de comercio internacional a pesar de periodos de alta inflación (hasta el 2000) y periodos de baja inflación (2000-2010). Por esto, el autor sostiene que, en este caso, la inflación no tiene un efecto significativo sobre la capacidad de comercio.

1.2.3. Términos de intercambio e inflación

A este respecto tenemos que Gruen y Dwyer (1995), usando datos de Australia, exploran la relación entre los términos de intercambio y la inflación. Ellos encuentran que la relación entre estas dos variables depende mucho de cómo responda el tipo de cambio a un shock de los términos de intercambio. Gruen y Dwyer (1995) concluyen:

Nuestra mejor estimación es que, *ceteris paribus*, una mejora de los términos de intercambio es inflacionaria si el aumento asociado en el tipo de cambio real es menos que alrededor de $1/3 - 1/2$ que el aumento en los términos de intercambio. Sin embargo, si la apreciación del tipo de cambio real es mayor que esto, la caída resultante en el precio doméstico de los

importables es suficientemente grande que se produce una reducción de la inflación, al menos en el corto plazo. (p. i)

A su vez, Desormeaux, García y Soto (2009) sostienen que “los precios de los commodities, los términos de intercambio y los salarios reales tienen roles importantes en la determinación de la dinámica inflacionaria y la persistencia de los precios en Chile” (p. 12). Muestran, además, que políticas fiscales procíclicas y una falta de credibilidad en la política monetaria hacen que sea más costoso estabilizar la inflación ante shocks de precios de commodities.

En la misma línea, Murshed (2018) realiza un estudio para el caso de Bangladesh empleando series de 1980 a 2014. Sus resultados muestran que un shock positivo en los términos de intercambio es inflacionario en el corto plazo. Sin embargo, este efecto se va diluyendo hasta convertirse en negativo en el largo plazo. Por ello, el autor califica a este comportamiento como de “U invertida” y concuerda con Gruen y Dwyer (1995) en que la relación entre los términos de intercambio y la inflación no sigue siempre la misma dirección:

La relación ambigua entre los términos de intercambio y la inflación de un país es evidente en la literatura existente ya que aún no se puede establecer un criterio unánime acerca de una naturaleza particular de esta relación. A menudo se afirma que una mejora en los términos de intercambio puede o bien crear presiones inflacionarias en la economía local o, en contraste, también puede conducir a una caída en la tasa de inflación doméstica. (Murshed, 2018, p. 77)

CAPÍTULO II: METODOLOGÍA DE LA INVESTIGACIÓN

El objeto de esta investigación es estudiar la relación entre los términos de intercambio, la inflación y la balanza comercial en el Perú, una economía pequeña y abierta. Para este fin, se estimará un modelo VAR, seguido de un modelo VECM. Este primer tipo de modelo es adecuado por cuanto trata a todas las variables como endógenas y, por lo tanto, incorpora por construcción la solución al problema de endogeneidad. Además, un modelo VAR permite identificar relaciones bidireccionales entre las variables. Dado esto, la estructura del mismo viene dada por:

$$\begin{aligned}\Delta TI_t &= \alpha_1 + \sum_{l=1}^p \beta_{11l} \Delta TI_{t-l} + \sum_{l=1}^p \beta_{12l} \Delta IPC_{t-l} + \sum_{l=1}^p \beta_{13l} BC_{t-l} + u_{1t} \\ \Delta IPC_t &= \alpha_2 + \sum_{l=1}^p \beta_{21l} \Delta TI_{t-l} + \sum_{l=1}^p \beta_{22l} \Delta IPC_{t-l} + \sum_{l=1}^p \beta_{23l} BC_{t-l} + u_{2t} \\ BC_t &= \alpha_3 + \sum_{l=1}^p \beta_{31l} \Delta TI_{t-l} + \sum_{l=1}^p \beta_{32l} \Delta IPC_{t-l} + \sum_{l=1}^p \beta_{33l} BC_{t-l} + u_{3t}\end{aligned}$$

donde TI , IPC , y BC corresponden a las variables términos de intercambio, índice de precios al consumidor y balanza comercial, respectivamente; l representa los rezagos empleados y p el rezago óptimo.

Se verificará la estacionariedad de las variables por medio de las pruebas de Dickey-Fuller, Dickey-Fuller aumentado (Dickey y Fuller, 1979) y Phillips-Perron (Phillips y Perron, 1988). Seguidamente, se calculará la cantidad de óptima de rezagos siguiendo los criterios de Akaike (1998) y Schwarz (1978), para proceder a estimar el VAR. Luego de realizar las pruebas de estabilidad y significancia conjunta, se pasará a obtener las funciones de impulso respuesta considerando, para la identificación de los shocks, la descomposición de Cholesky.

Asimismo, debido a que el modelo ha sido desarrollado en primeras diferencias, se consideró un modelo VECM. De este se resalta la prueba de cointegración (Johansen), ello debido a que la mayor parte de las series temporales resultan ser no estacionarias; sin

embargo, alguna combinación lineal podría ser estacionaria, lo que generaría una serie cointegrada.

Para este efecto, el ordenamiento de nuestras variables será $TI - IPC - BC$, siendo TI la variable más exógena, por cuanto los términos de intercambio se calculan como un cociente de precios de canastas determinados en los mercados internacionales. Al mismo tiempo, BC es la variable más endógena ya que es la más sensible y más afectada tanto por los precios internacionales como por el nivel de precios domésticos (IPC). Asimismo, se mostrarán los resultados del test de causalidad de Granger (1969).

Dado esto, se estudiará la economía peruana durante un periodo de 20 años desde enero de 1999 hasta diciembre de 2018, con un total de 240 observaciones. Respecto de las variables, tenemos que los datos de las tres variables se obtuvieron de las Series Estadísticas del Banco Central de Reserva del Perú. En dicha base de datos, las variables TI e IPC están expresadas como índices, mientras que la variable BC se refiere a valores FOB y está expresada en millones de dólares de EE.UU. (USD). Para inducir estacionariedad en las variables TI e IPC , se han calculado sus primeras diferencias. La serie BC es estacionaria en niveles.

CAPÍTULO III: RESULTADOS

Un análisis visual preliminar de los datos (anexo 1) hace evidentes la no estacionariedad y la tendencia de la serie del IPC en niveles. Sin embargo, la estacionariedad o no de las otras series en niveles no es tan obvia, por lo que se recurrirá a las pruebas de estacionariedad. Todas las series parecen estacionarias en primeras diferencias.

3.1. Estimación del modelo VAR

Como se muestra en la tabla 4.1, todas las pruebas de raíz unitaria indican que la variable IPC no es estacionaria en niveles, pero se vuelve estacionaria en primeras diferencias. Por lo tanto, se usará la serie en primeras diferencias para la estimación del VAR. Además, en la tabla 4.2 se observa que la mayoría de las pruebas indican que la variable BC es estacionaria en niveles, por lo que se usará la serie en niveles para la estimación del VAR. Finalmente, debido a que todas las pruebas indican que la variable TI no es estacionaria en niveles pero se vuelve estacionaria en primeras diferencias (tabla 4.3), se usará la serie en primeras diferencias para la estimación del VAR.

Tabla 4.1

Pruebas de raíz unitaria para la variable IPC en niveles (izquierda) y en primeras diferencias (derecha)

		IPC				ΔIPC			
		Estad. Z(t)	V. Crít. (5%)	Decisión	Conclusión	Estad. Z(t)	V. Crít. (5%)	Decisión	Conclusión
DF	CON INTERC	-1.253	-3.431	No rechazar Ho	No estacionaria	-11.501	-2.881	Rechazar Ho	Estacionaria
	SIN INTERC	NO APLICA debido a la tendencia				-8.438	-1.95	Rechazar Ho	Estacionaria
DEA (4 rezagos)	CON INTERC	-1.71	-3.432	No rechazar Ho	No estacionaria	-5.067	-2.881	Rechazar Ho	Estacionaria
	SIN INTERC	NO APLICA debido a la tendencia				-2.955	-1.95	Rechazar Ho	Estacionaria
PHILLIPS PERRON	CON INTERC	-3.112	-21.26	No rechazar Ho	No estacionaria	-162.64	-13.98	Rechazar Ho	Estacionaria
	SIN INTERC	NO APLICA debido a la tendencia				-107.13	-7.992	Rechazar Ho	Estacionaria

Elaboración propia

Tabla 4.2

Pruebas de raíz unitaria para la variable BC en niveles (izquierda) y en primeras diferencias (derecha)

		BC				ABC			
		Estad. Z(t)	V. Crít. (5%)	Decisión	Conclusión	Estad. Z(t)	V. Crít. (5%)	Decisión	Conclusión
DF	CON INTERC	-7.546	-2.881	Rechazar Ho	Estacionaria	-27.686	-2.881	Rechazar Ho	Estacionaria
	SIN INTERC	-5.783	-1.95	Rechazar Ho	Estacionaria	-27.737	-1.95	Rechazar Ho	Estacionaria
DEA (4 rezagos)	CON INTERC	-2.439	-2.881	No rechazar Ho	No estacionaria	-11.002	-2.881	Rechazar Ho	Estacionaria
	SIN INTERC	-1.548	-1.95	No rechazar Ho	No estacionaria	-11.008	-1.95	Rechazar Ho	Estacionaria
PHILLIPS PERRON	CON INTERC	-95.963	-13.98	Rechazar Ho	Estacionaria	-314.32	-13.98	Rechazar Ho	Estacionaria
	SIN INTERC	-49.143	-7.993	Rechazar Ho	Estacionaria	-314.35	-7.992	Rechazar Ho	Estacionaria

Elaboración propia

Tabla 4.3

Pruebas de raíz unitaria para la variable TI en niveles (izquierda) y en primeras diferencias (derecha)

		TI				ΔTI			
		Estad. Z(t)	V. Crít. (5%)	Decisión	Conclusión	Estad. Z(t)	V. Crít. (5%)	Decisión	Conclusión
DF	CON INTERC	-1.425	-2.881	No rechazar Ho	No estacionaria	-14.257	-2.881	Rechazar Ho	Estacionaria
	SIN INTERC	0.76	-1.95	No rechazar Ho	No estacionaria	-14.224	-1.95	Rechazar Ho	Estacionaria
DEA (4 rezagos)	CON INTERC	-1.78	-2.881	No rechazar Ho	No estacionaria	-5.601	-2.881	Rechazar Ho	Estacionaria
	SIN INTERC	0.627	-1.95	No rechazar Ho	No estacionaria	-5.541	-1.95	Rechazar Ho	Estacionaria
PHILLIPS PERRON	CON INTERC	-3.099	-13.98	No rechazar Ho	No estacionaria	-233.06	-13.98	Rechazar Ho	Estacionaria
	SIN INTERC	0.294	-7.993	No rechazar Ho	No estacionaria	-232.89	-7.992	Rechazar Ho	Estacionaria

Elaboración propia

Como se indicó anteriormente, la elección del rezago óptimo se realiza siguiendo los criterios de Akaike (AIC) y Schwarz (BIC). La tabla 4.4 indica que el número de rezagos óptimo es tres. La estimación completa del VAR empleando el ordenamiento de Cholesky² y el número de rezagos óptimo calculado se muestra en el anexo 2. El modelo estimado es estable (anexo 3 y anexo 4).

² El ordenamiento de Cholesky se realiza de la variable más exógena a la más endógena. En nuestro estudio, la variable más exógena son los términos de intercambio pues una economía pequeña como el Perú tiene una influencia poco significativa sobre los precios internacionales. Entre la inflación y la balanza comercial, consideramos a la última como la más endógena dada la capacidad del gobierno para restringir importaciones y mejorar la balanza comercial a través de barreras al comercio como aranceles, permisos o regulaciones.

Tabla 4.4

Elección del rezago óptimo

Selection-order criteria
 Sample: 1999m6 - 2018m12
 Number of obs = 235

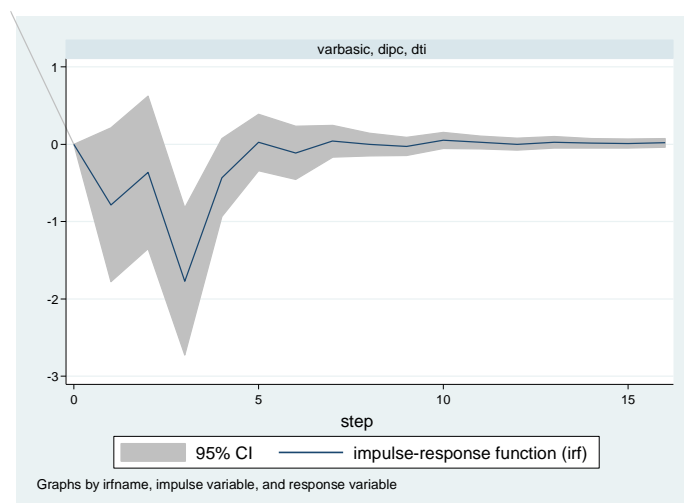
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-2320.18				77506.5	19.7717	19.7896	19.8159
1	-2249.2	141.96	9	0.000	45735	19.2442	19.3155	19.4209
2	-2219.11	60.172	9	0.000	38223.5	19.0648	19.1894	19.3739
3	-2176.42	85.39*	9	0.000	28696.9*	18.778*	18.9561*	19.2197*
4	-2169.67	13.491	9	0.142	29258.2	18.7972	19.0287	19.3713

Endogenous: dti dipc bc
 Exogenous: _cons

La primera función impulso-respuesta examinada (figura 4.1) revela que un shock positivo en la inflación produce una respuesta negativa en los términos de intercambio. Al ser los bienes nacionales más caros, los consumidores nacionales ahora podrían empezar a importar bienes extranjeros que antes no adquirirían debido a que eran más caros que sus equivalentes nacionales, lo cual tendría como consecuencia una recomposición de la canasta importada con bienes más costosos. Por lo tanto, los precios de las importaciones subirían y los términos de intercambio bajarían.

Figura 4.1

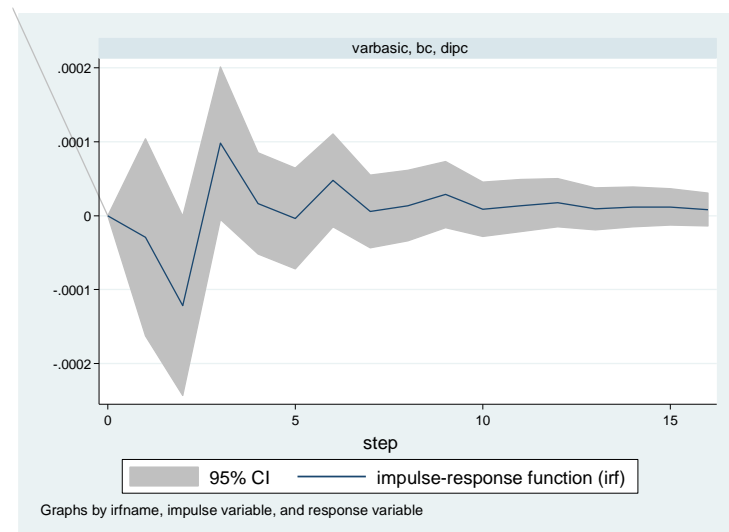
Gráfico de la función impulso-respuesta para ΔIPC (impulso) y ΔTI (respuesta)



Las funciones impulso respuesta graficadas en la figura 4.2 tienen como respuesta a la variable ΔIPC y muestran, en primer lugar, que los shocks de inflación se diluyen rápidamente. Esto puede deberse a la efectividad de los instrumentos de política monetaria a cargo del Banco Central de Reserva, que sigue un esquema de metas de inflación. De manera similar, un shock positivo en la balanza comercial no tiene un efecto significativo en la inflación. Esto puede también deberse al firme control ejercido por el Banco Central de Reserva sobre este indicador macroeconómico. Sin embargo, un shock positivo de términos de intercambio sí tiene un efecto significativo sobre la inflación. un incremento en los términos de intercambio puede deberse a una disminución de los precios de las importaciones, y como los bienes importados son parte de la canasta de consumo, entonces esto produciría una disminución del IPC. No obstante, se puede notar que el efecto es transitorio.

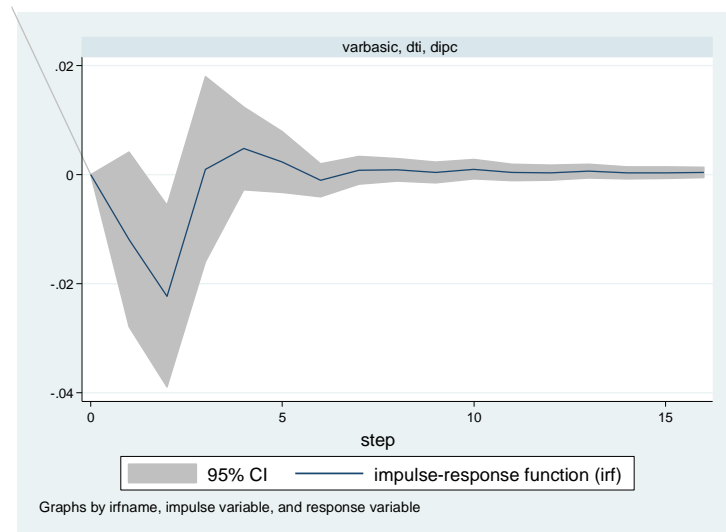
Figura 4.2

Gráficos de las funciones impulso-respuesta para ΔIPC (respuesta), con impulsos BC (arriba) y ΔTI (abajo)



(continúa)

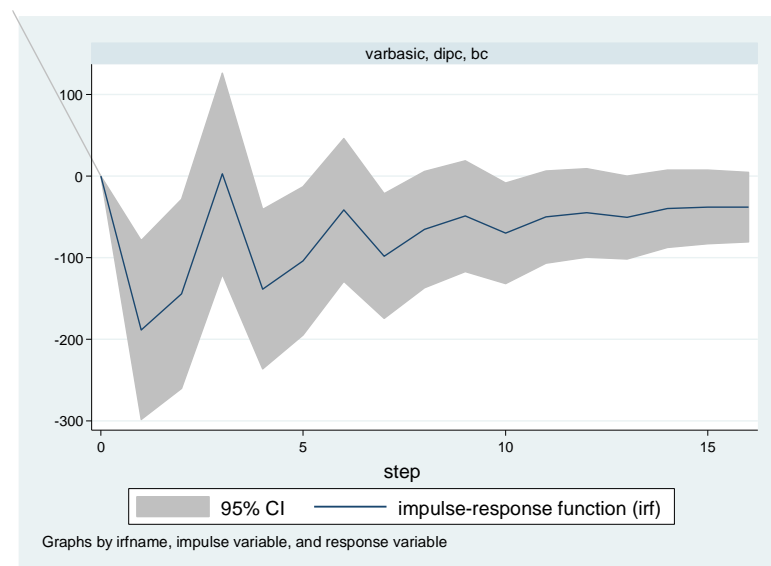
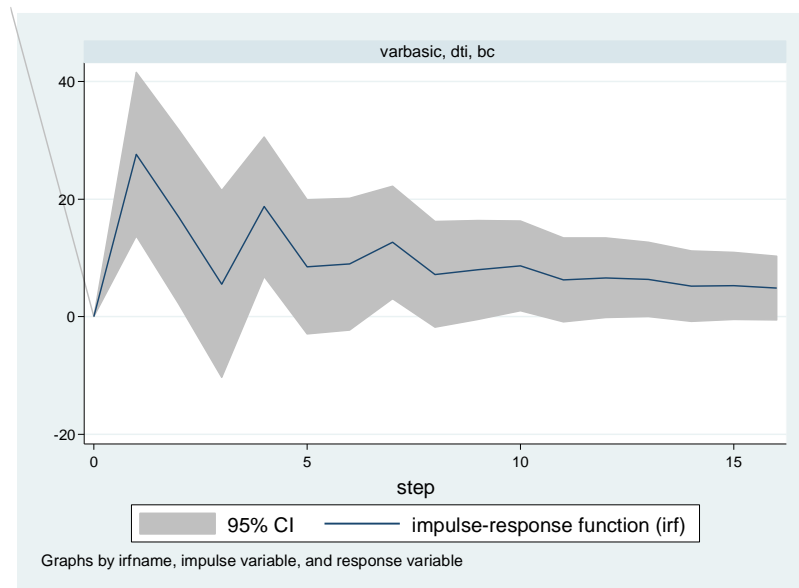
(continuación)



El último grupo de funciones impulso respuesta (figura 4.3) tienen como respuesta a la variable BC. Un incremento en los términos de intercambio puede deberse a un incremento de los precios de las exportaciones. En el caso peruano, se podría considerar un incremento en el precio de los metales. Una situación como esta producirá un aumento en los montos exportados y por lo tanto un mejoramiento de la balanza comercial. Un incremento en la inflación puede hacer que el precio de un bien producido dentro del país y llevado al exterior sea mayor que el precio del mismo bien producido en el país extranjero. Esto afectaría las exportaciones y, por lo tanto, la balanza comercial se deterioraría.

Figura 4.3

Gráficos de las funciones impulso-respuesta para BC (respuesta), con impulsos ΔTI (arriba) y ΔIPC (abajo)



Asimismo, los resultados obtenidos en la prueba de causalidad de Granger se muestran en la tabla 4.5.

Tabla 4.5

Test de causalidad de Granger

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
dti	dipc	13.662	3	0.003
dti	bc	1.7409	3	0.628
dti	ALL	15.986	6	0.014
dipc	dti	8.6099	3	0.035
dipc	bc	7.1374	3	0.068
dipc	ALL	17.029	6	0.009
bc	dti	19.203	3	0.000
bc	dipc	17.917	3	0.000
bc	ALL	40.176	6	0.000

Se observa que la primera diferencia del IPC sí causa a lo Granger la primera diferencia de los términos de intercambio, mientras que la balanza comercial no causa a lo Granger la primera diferencia de los términos de intercambio. Por otro lado, la primera diferencia de los términos de intercambio sí causa a lo Granger la primera diferencia del IPC, mientras que la balanza comercial no causa a lo Granger (sí causa a un 10% de significancia) la primera diferencia del IPC. Por último, tanto la primera diferencia de los términos de intercambio como la primera diferencia del IPC sí causan a lo Granger la balanza comercial. Asimismo, el anexo 5 muestra los resultados de la descomposición de la varianza, lo cual refleja los choques aleatorios.

3.2. Estimación del modelo VEC

El modelo Vectores de Corrección de Error (VECM) es un tipo de VAR definido para variables que no son estacionarias y que están cointegradas. En este, las variables son estacionarias en primera diferencia. La aplicación del modelo VAR significa la existencia de una relación estable de equilibrio en el largo plazo entre las variables. Sin embargo, ello no significa necesariamente que también lo exista en el corto plazo. Es así que se aplicó VECM para corregir este desequilibrio.

Para poder aplicar el modelo en Stata, lo primero que debemos realizar es determinar el número de vectores de cointegración cuyo resultado se puede observar en la tabla 4.7. De ello, podemos resaltar el valor de *rank* y el número de *lags* los cuales serán aplicados en el test de Johansen.

Tabla 4.7.

Número de vectores de cointegración

Johansen tests for cointegration						
Trend: constant				Number of obs =		238
Sample: 1999m3 - 2018m12				Lags =		2
<hr/>						
						5%
maximum				trace	critical	
rank	parms	LL	eigenvalue	statistic	value	
0	12	-2263.2246	.	53.1573	29.68	
1	17	-2239.3268	0.18194	5.3617*	15.41	
2	20	-2236.7057	0.02179	0.1195	3.76	
3	21	-2236.646	0.00050			
<hr/>						
						5%
maximum				max	critical	
rank	parms	LL	eigenvalue	statistic	value	
0	12	-2263.2246	.	47.7956	20.97	
1	17	-2239.3268	0.18194	5.2422	14.07	
2	20	-2236.7057	0.02179	0.1195	3.76	
3	21	-2236.646	0.00050			
<hr/>						
maximum				SBIC	HQIC	AIC
rank	parms	LL	eigenvalue			
0	12	-2263.2246		19.29461	19.19009	19.11953
1	17	-2239.3268	0.18194	19.20875*	19.06069*	18.96073
2	20	-2236.7057	0.02179	19.2557	19.08151	18.96391
3	21	-2236.646	0.00050	19.27819	19.09529	18.97181

A continuación, en la tabla 4.8 se muestra el resultado de la prueba de cointegración. En este se indica que, en el largo plazo, la balanza comercial tiene un efecto positivo sobre la inflación y los términos de intercambio tiene un efecto negativo sobre la inflación.

Tabla 4.8.

Test de cointegración de Johansen

Cointegrating equations						
Equation	Parms	chi2	P>chi2			
_cel	2	50.90935	0.0000			
Identification: beta is exactly identified						
Johansen normalization restriction imposed						
beta	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_cel						
nipc	1
nbc	-.0627068	.0088133	-7.12	0.000	-.0799805	-.045433
nti	1.287882	.2570014	5.01	0.000	.7841686	1.791596
_trend	-.4006049
_cons	-133.8651

En resumen, ello significaría que ante un incremento en la inflación, las exportaciones podrían incrementarse y/o las importaciones, reducirse. Asimismo, el efecto en los precios es contrario, pues los precios de los productos de exportación podrían reducirse y/o precios de los productos de importación, incrementarse.

Asimismo, consideramos importante el poder explicar la causalidad entre las variables, por ello utilizamos el *Granger / Wald test*. Los resultados mostrados en la tabla 4.9 nos indican que la balanza comercial y los términos de intercambio no tienen efecto sobre la inflación, pues el *p-value* obtenido es mayor al nivel de significancia (5%). De igual manera, la inflación y la balanza comercial no generan impacto en los términos de intercambio. Sin embargo, la inflación y los términos de intercambio sí influyen en el resultado de la balanza comercial.

Tabla 4.9.

Resultados (p-value) de Granger/Wald test

	IPC	BC	TI
IPC		0.1406	0.1490
BC	0.0000		0.0042
TI	0.2694	0.1589	

CORRESPONDENCIA DE CONTENIDOS DE INVESTIGACIÓN Y FORMACIÓN ACADÉMICA

RUBRO	DETALLE	ASIGNATURA(S) DE LA CARRERA DE ECONOMÍA
Teorías consideradas en el marco teórico	Teoría de Harrod-Balassa-Samuelson	Macroeconomía II, Economía Internacional
	Tasa de interés, tipo de cambio y nivel de actividad	Macroeconomía I
Herramientas estadísticas/econométricas y otros conocimientos empleados en la metodología de investigación	Análisis VAR	Econometría II
	Análisis VECM	Econometría II
	Pruebas de estacionariedad	Econometría II
Temas contenidos en el desarrollo de trabajo de investigación	Términos de intercambio	Macroeconomía I
	Inflación	Macroeconomía I
	Balanza Comercial	Macroeconomía I

CONCLUSIONES

- Las variables relacionadas al comercio exterior, como los términos de intercambio y la balanza comercial, son importantes en el desempeño económico de países dependientes de la explotación y exportación de recursos naturales no renovables, como el Perú.
- Se observa una respuesta no significativa de las variaciones del índice de precios al consumidor frente a impulsos en la balanza comercial. Asimismo, los shocks inflacionarios parecen diluirse rápidamente. Esto es atribuible a la efectividad de los instrumentos de política monetaria del Banco Central de Reserva.
- Sin embargo, las variaciones del índice de precios al consumidor sí muestran una respuesta significativa ante impulsos en los términos de intercambio. Esto confirma la dependencia de una economía pequeña y abierta como el Perú con relación a la coyuntura económica mundial.
- Por otro lado, las funciones impulso respuesta muestran que la balanza comercial sí es significativamente afectada tanto por las variaciones en los precios internos como por las variaciones en los términos de intercambio. Esto confirma la importancia de la función estabilizadora de precios del Banco Central.
- Asimismo, de acuerdo con lo encontrado en el modelo VEC podemos determinar que, en el largo plazo, un incremento en los precios de los bienes de consumo podría generar una reducción en la balanza comercial y un incremento en los términos de intercambio.
- Las estimaciones del presente trabajo podrían ser empleadas para generar predicciones sobre los comportamientos de las variables involucradas. Estas predicciones, a su vez, podrían servir como base para decisiones de política económica.

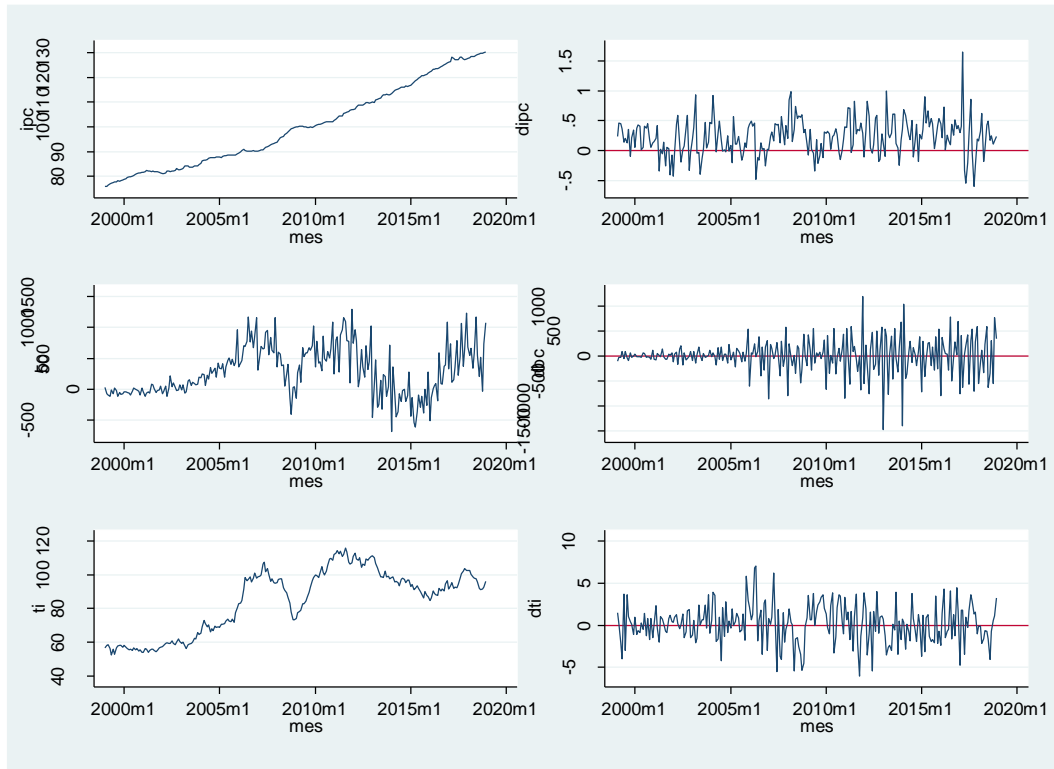
REFERENCIAS

- Akaike, H. (1998). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. En *Selected papers of Hirotugu Akaike* (pp. 199-213). Springer, New York, NY.
- Akalpler, E. (2013). Does inflation increase the export? Case study Turkey. *Theoretical and Practical Research in Economic Fields (TPREF)*, 2 (8), 123-136.
- Arize, A. C. (1996). Cointegration test of a long-run relation between the trade balance and the terms of trade in sixteen countries. *The North American Journal of Economics and Finance*, 7(2), 203-215.
- De Gregorio, J. (2007). *Macroeconomía: teoría y políticas*. Disponible en <http://repositorio.uchile.cl/handle/2250/122752>
- Desormeaux, J., García, P. y Soto, C. (2009). Terms of trade, commodity prices and inflation dynamics in Chile. *Economic Policy Papers – Central Bank of Chile*, 32, 1-14.
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 37(3), 424-438.
- Greenwood-Nimmo, M., Nguyen, V. H. y Shin, Y. (2012). Probabilistic forecasting of output growth, inflation and the balance of trade in a GVAR framework. *Journal of Applied Econometrics*, 27(4), 554-573.
- Gruen, D. y Dwyer, J. (1996). Are terms of trade rises inflationary?. *Australian Economic Review*, 29(2), 211-224.
- Harberger, A. C. (1950). Currency depreciation, income, and the balance of trade. *Journal of Political Economy*, 58(1), 47-60.
- Ivrendi, M. y Guloglu, B. (2010). Monetary shocks, exchange rates and trade balances: Evidence from inflation targeting countries. *Economic Modelling*, 27(5), 1144-1155.
- Lanteri, L. N. (2015). Efecto Harberger-Laursen-Metzler: Evidencia para Argentina (1986-2014). *Atlantic Review of Economics*, 2, 1-21.
- Laursen, S. y Metzler, L. (1950). Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment. *The Review of Economics and Statistics*, 32(4), 281-299.

- Murshed, M. (2018). Are Terms of Trade Improvement Inflationary?: An Investigation of Non-linear Terms of Trade-Inflation Nexus in Bangladesh. *Journal of Accounting, Finance and Economics*, 8(1), 76-95.
- Obstfeld, M. (1982). Aggregate spending and the terms of trade: Is there a Laursen-Metzler effect?. *The Quarterly Journal of Economics*, 97(2), 251-270.
- Oviedo, A., y Sierra, L. (2019). Importancia de los términos de intercambio en la economía colombiana. *Revista Cepal*.
- Otto, G. (2003). Terms of trade shocks and the balance of trade: there is a Harberger-Laursen-Metzler effect. *Journal of International Money and Finance*, 22(2), 155-184.
- Phillips, P. C. y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, 6(2), 461-464.
- Smyth, D. J. y Ash, J. C. K. (1975). Forecasting gross national product, the rate of inflation and the balance of trade: The OECD performance. *The Economic Journal*, 85(338), 361-364.
- Sundararajan, V. (1986). Exchange rate versus credit policy: Analysis with a monetary model of trade and inflation in India. *Journal of Development Economics*, 20(1), 75-105.
- Szomolányi, K., Lukáčik, M. y Lukáčiková, A. (2017). Impact of Terms-of-Trade on Slovakia, the Czech Republic, and Croatia in the Short Run. *Naše gospodarstvo/Our economy*, 63(1), 3-13.
- Svensson, L. E. y Razin, A. (1983). The terms of trade and the current account: The Harberger-Laursen-Metzler effect. *Journal of political Economy*, 91(1), 97-125.
- Tsen, W. H. (2006). Is there a long-run relationship between trade balance and terms of trade? The case of Malaysia. *Applied Economics Letters*, 13(5), 307-311.
- Tsen, W. H. (2009). Terms-of-trade and trade balance: some empirical evidence of Asian economies. *The International Trade Journal*, 23(4), 422-457.
- Yasmeen, R., Hafeez, M. y Padda, I. (2018). Trade balance and terms of trade relationship: Evidence from Pakistan. *Pakistan Journal of Applied Economics*, 28(2), 173-188.
- Zortuk, M. y Durman, M. (2008). Testing the relationship between trade balance and terms of trade: The case of Turkey. *Problems and Perspectives in Management*, 6(2), 39-43.

ANEXOS

Anexo 1: Gráficos de las series IPC, BC y TI en niveles (izquierda) y en primeras diferencias (derecha)



Anexo 2: Estimación del VAR

Vector autoregression

Sample: 1999m5 - 2018m12	Number of obs	=	236
Log likelihood = -2186.221	AIC	=	18.78153
FPE = 28797.71	HQIC	=	18.95903
Det(Sigma_ml) = 22329.45	SBIC	=	19.22185

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
dti	10	2.25535	0.0759	19.38479	0.0221
dipc	10	.288837	0.1455	40.19618	0.0000
bc	10	252.466	0.6198	384.6677	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
dti					
dti					
L1.	.0340599	.0642103	0.53	0.596	-.0917899 .1599098
L2.	-.004038	.0656584	-0.06	0.951	-.1327262 .1246501
L3.	.0271354	.0658032	0.41	0.680	-.1018365 .1561072
dipc					
L1.	-.7551163	.5033614	-1.50	0.134	-1.741686 .2314539
L2.	.0974521	.5266037	0.19	0.853	-.9346721 1.129576
L3.	-1.678811	.5048177	-3.33	0.001	-2.668235 -.6893859
bc					
L1.	.0005515	.0005313	1.04	0.299	-.0004898 .0015928
L2.	.0000499	.0004999	0.10	0.921	-.0009299 .0010296
L3.	-.0006139	.0005128	-1.20	0.231	-.0016191 .0003912
_cons	.6910814	.2612512	2.65	0.008	.1790385 1.203124

(continúa)

(continuación)

dipc							
dti							
L1.	-.0134529	.0082233	-1.64	0.102	-.0295702	.0026644	
L2.	-.0180986	.0084087	-2.15	0.031	-.0345794	-.0016178	
L3.	.0091714	.0084273	1.09	0.276	-.0073457	.0256886	
dipc							
L1.	.2928741	.0644644	4.54	0.000	.1665262	.419222	
L2.	-.0987688	.067441	-1.46	0.143	-.2309508	.0334131	
L3.	-.0174381	.0646509	-0.27	0.787	-.1441516	.1092754	
bc							
L1.	-.0000282	.000068	-0.41	0.678	-.0001616	.0001051	
L2.	-.0001033	.000064	-1.61	0.107	-.0002288	.0000221	
L3.	.0001653	.0000657	2.52	0.012	.0000366	.000294	
_cons	.1793783	.0334579	5.36	0.000	.1138021	.2449545	
bc							
dti							
L1.	27.54207	7.187771	3.83	0.000	13.4543	41.62984	
L2.	11.74196	7.34988	1.60	0.110	-2.663542	26.14746	
L3.	-9.748311	7.366082	-1.32	0.186	-24.18557	4.688944	
dipc							
L1.	-189.7786	56.34685	-3.37	0.001	-300.2164	-79.34076	
L2.	-47.56381	58.94862	-0.81	0.420	-163.101	67.97336	
L3.	107.5822	56.50988	1.90	0.057	-3.175133	218.3395	
bc							
L1.	.1097457	.0594729	1.85	0.065	-.0068191	.2263105	
L2.	.301508	.0559588	5.39	0.000	.1918309	.4111852	
L3.	.4352551	.0574081	7.58	0.000	.3227373	.5477729	
_cons	77.26102	29.24476	2.64	0.008	19.94235	134.5797	

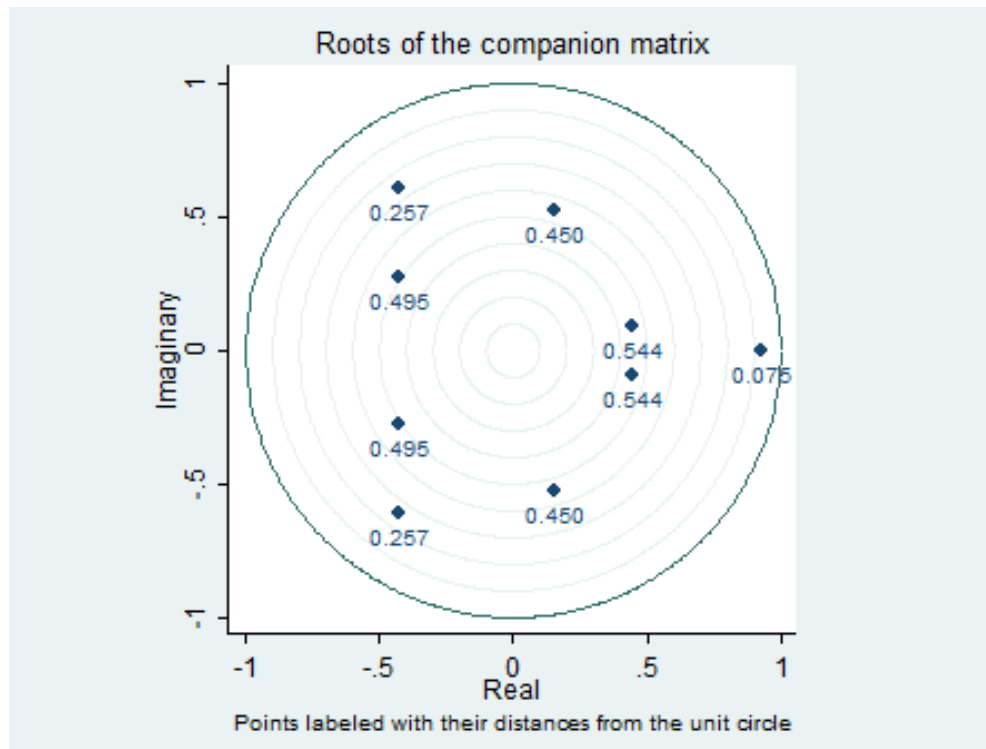
Anexo 3: Prueba de estabilidad del VAR

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.9246538	.924654
-.4234632 + .6109184i	.743332
-.4234632 - .6109184i	.743332
.1575115 + .5270691i	.550102
.1575115 - .5270691i	.550102
-.42528 + .2730016i	.505364
-.42528 - .2730016i	.505364
.4472447 + .08980748i	.456172
.4472447 - .08980748i	.456172

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

Anexo 4: Gráfico del círculo unitario



Anexo 5: Descomposición de la Varianza

Results from varbasic

step	(1) fevd	(2) fevd	(3) fevd	(4) fevd	(5) fevd	(6) fevd	(7) fevd	(8) fevd	(9) fevd
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	1	.008834	.051515	0	.991166	.000062	0	0	.948423
2	.987412	.025282	.119374	.009031	.974195	.040618	.003557	.000523	.840008
3	.986152	.060838	.150166	.010034	.929331	.0543	.003814	.009832	.795534
4	.939326	.060657	.141923	.055839	.923416	.044153	.004835	.015928	.813924
5	.935979	.061618	.163185	.058717	.922297	.055127	.005304	.016085	.781688
6	.935887	.061842	.166561	.058618	.922071	.05877	.005496	.016087	.774669
7	.934627	.061739	.168953	.058752	.920719	.055704	.006621	.017542	.775343
8	.934614	.061781	.177051	.05876	.920655	.059548	.006626	.017565	.763401
9	.934585	.06186	.178809	.058758	.920464	.059864	.006657	.017676	.761327
10	.934285	.061899	.181032	.058759	.919888	.059205	.006957	.018212	.759763
11	.934257	.061992	.184246	.058785	.919741	.060603	.006957	.018268	.755151
12	.934191	.062023	.185444	.058792	.919591	.060663	.007017	.018386	.753893
13	.934097	.06205	.186916	.058785	.919363	.060625	.007118	.018587	.752459
14	.934079	.062093	.18843	.058793	.919263	.061133	.007128	.018644	.750437
15	.934037	.062118	.189232	.058793	.919149	.061178	.00717	.018734	.749591
16	.933999	.06214	.19012	.058791	.919031	.061255	.00721	.018829	.748625

- (1) irfname = varbasic, impulse = dti, and response = dti
- (2) irfname = varbasic, impulse = dti, and response = dipc
- (3) irfname = varbasic, impulse = dti, and response = bc
- (4) irfname = varbasic, impulse = dipc, and response = dti
- (5) irfname = varbasic, impulse = dipc, and response = dipc
- (6) irfname = varbasic, impulse = dipc, and response = bc
- (7) irfname = varbasic, impulse = bc, and response = dti
- (8) irfname = varbasic, impulse = bc, and response = dipc
- (9) irfname = varbasic, impulse = bc, and response = bc